



TITLE:

水文気象の不確定性と非定常性を 考慮した洪水防御計画に関する研 究(Dissertation_全文)

AUTHOR(S):

西岡, 昌秋

CITATION:

西岡, 昌秋. 水文気象の不確定性と非定常性を考慮した洪水防御計画に
関する研究. 京都大学, 2005, 博士(工学)

ISSUE DATE:

2005-01-24

URL:

<https://doi.org/10.14989/doctor.k11230>

RIGHT:

水文気象の不確定性と非定常性を考慮した
洪水防御計画に関する研究

2004 年 11 月

西 岡 昌 秋

水文気象の不確定性と非定常性を考慮した
洪水防御計画に関する研究

2004 年 11 月

西 岡 昌 秋

目 次

第1章 序論	1
1.1 研究の背景	1
1.2 本論文の構成	4
参考文献	6
第2章 降雨と流量の同時生起確率にもとづく基本高水流量の不確定性と水害危険度の評価に関する研究	7
2.1 目的	7
2.2 基本高水の不確定性と洪水防御施設の危険率の推定手法	10
2.3 水文頻度解析手法	13
2.4 基本高水の不確定性の評価と洪水防御施設の危険率の推定	20
2.4 結論	26
参考文献	28
第3章 季節変動をもつ水文時系列の確率特性に関する研究	29
3.1 目的	29
3.2 閾値超過系列に関する統計理論	30
3.3 資料の概要と統計解析	32
3.4 モンテカルロシミュレーションによる PDS 法と AMS 法の比較	36
3.5 水文頻度解析の結果	39
3.6 結論	47
参考文献	48
第4章 水文時系列の傾向変動に関する研究	49
4.1 目的	49
4.2 経年変動の解析手法	50
4.3 解析に用いる水文資料	51
4.4 Mann-Kendall 検定	57
4.5 Monte Carlo simulation による Mann-Kendall 検定の性能評価	60
4.6 結論	90
参考文献	92
第5章 非定常性を考慮した洪水防御計画のための毎年最大値分布の推定と模擬系列の発生に関する研究	93
5.1 目的	93
5.2 Marked Point Process による日雨量の非定常確率分布の誘導	94
5.3 雨量データの収集と解析	99

5.4	日雨量の非定常確率分布の推定	118
5.5	日雨量の模擬系列の発生手法	137
5.6	結論	141
	参考文献	142
第 6 章	日雨量の経年変動を考慮した洪水防御計画に関する研究	143
6.1	目的	143
6.2	非定常過程を想定した純便益の定式化	144
6.3	モデル流域を想定した洪水防御計画の考察	147
6.4	結論	164
	参考文献	164
第 7 章	結論	165

謝辞

第1章 序論

本論文では、わが国の洪水防御計画において定められる基本高水の不確定性を評価し、それを要因とする洪水防御施設の危険率の推定手法を提案した。さらに、気候変動等の影響によって、水文量の発生過程が定常とはみなし難い場合にも適用できる、非定常性を考慮した新たな水文頻度解析手法を提案し、その解析手法を洪水防御計画に適用する考え方を提案した。

1.1 研究の背景

「洪水防御計画」は、自然現象として発生する洪水に対し、洪水防御施設を設けて、洪水氾濫を要因とする災害を防止するために定められる。河川法では、第一章 総則、第一条 目的において、「この法律は、河川について、洪水、高潮等による災害の発生が防止され、（中略）、管理することにより、国土の保全と開発に寄与し、もって公共の安全を保持し、かつ、公共の福祉を増進することを目的とする。」とされ、洪水による災害の防止が目的の一つとされている。土木用語辞典（土木学会、1971）によると、「洪水防御」とは、洪水の氾濫を防ぐこと。堤防・河道の整理、放水路・遊水地・洪水調節貯水池などを設けることによって行われる、とされている。

洪水防御計画では、洪水の生起頻度を求めることが必要である。建設省河川局（1997）では、計画の基準地点において基本高水を定め、その起こりやすさを、計画で定める規模に相当する年超過確率で評価することとしている。このような確率洪水の概念は、日本土木史（土木学会、1963）によると、淀川の河川計画に昭和 27 年に取り入れられ、その後、経済効果とも結びつけられて、昭和 30 年以降、わが国の治水計画に際して、計画高水流量の客観的評価基準として広く用いられるようになった、としている。

洪水防御計画において、水文頻度解析は、降雨量や流量などの水文量の年超過確率を求めるために必要となる解析技術である。洪水防御計画の策定においては、これまで、降雨を流出量に変換する流出解析とともに、重要な位置を占めてきた。今後も、水文頻度解析は、わが国の洪水防御計画において、技術的には中心的な位置を占めると考える。

表 1.1 は、平成 16 年 7 月末時点で策定されている、河川整備基本方針の基本諸元を示したものである（国土交通省河川局ホームページ）。この結果をみると、23 水系のうち 17 水系で計画の規模を年超過確率で評価した確率洪水の概念が取り入れられ、水文頻度解析手法が計画策定で用いられていることがわかる。また、実績規模で計画が策定されている水系においても、流量の水文頻度解析により、基本高水のピーク流量の妥当性を検証している。このように、わが国の洪水防御計画において、水文頻度解析は、確率降雨量、確率流量を求めるため、必要不可欠な技術的役割を担っている。

本論文では、洪水防御計画に関わる以下の 2 つの課題について、水文頻度解析を応用して、新たな提案を行うことを試みる。

1) 基本高水は、その決定過程において、物理的、気象学的、統計学的に、不確定性を生じる要因を持つ。実務上は、これらの要因を極力小さくするようにして基本高水を定めて

表 1.1 平成 16 年 7 月末時点で計画が策定された水系の河川整備基本方針の基本諸元

地整・局	水系名	基準地点	計画の規模	計画継続時間	計画降雨量	基本高水のピーク流量	計画高水流量	策定期間
北海道	天塩川	誉平	1/100	3日	224	6,400	5,700	平成14年11月
北海道	留萌川	大和田	1/100	2日	325	1,300	800	平成11年11月
北海道	沙流川	平取	1/100	2日	240	5,400	3,900	平成11年12月
東北	米代川	ニッ井	1/100	24時間	192	9,200	8,200	平成14年4月
東北	最上川	両羽橋	1/150	2日	166	9,000	8,000	平成11年12月
東北	阿武隈川	岩沼	1/150	2日	252	10,700	9,200	平成15年11月
東北	荒川	花立	実績 S42.8.28	-	-	8,000	6,500	平成14年4月
関東	多摩川	石原	1/200	2日	-	8,700	6,500	平成12年12月
中部	狩野川	大仁	実績 S33.9.26	-	-	4,000	4,000	平成12年11月
中部	富士川	北松野	1/150	2日	-	16,600	16,600	平成14年11月
中部	豊川	石田	1/150	1日	316	7,100	4,100	平成11年12月
中部	櫛田川	両郡橋	実績 S34.9.26	-	-	4,800	4,300	平成15年6月
北陸	手取川	鶴来	1/100	1日	316	6,000	5,000	平成15年6月
近畿	由良川	福知山	実績 S28.9	-	-	6,500	5,600	平成11年12月
中国	斐伊川	上島	1/150	2日	399	5,100	4,500	平成13年12月
四国	肱川	大洲	1/100	2日	340	6,300	4,700	平成15年6月
九州	筑後川	荒瀬	1/150	48時間	521	10,000	6,000	平成15年6月
九州	本明川	裏山	1/100	1日	625	1,070	810	平成12年12月
九州	白川	代継橋	1/150	2日	514	3,400	3,000	平成12年9月
九州	大野川	白滝橋	1/100	2日	485	11,000	9,500	平成11年12月
九州	番匠川	番匠橋	1/100	12時間	407	3,600	3,600	平成15年11月
九州	五ヶ瀬川	三輪	1/100	12時間	352	7,200	7,200	平成15年11月
九州	大淀川	柏田	1/150	48時間	573	9,700	8,700	平成14年11月

いるが、決定された基本高水がどの程度の不確定性をもっているのか、定量的に評価する手法は、これまで提示されなかった。

- 2)洪水防御計画で用いられる水文頻度解析は、定常過程を想定しているため、気候変動等の影響によって、水文量の発生過程が定常とはみなし難い場合には、解析手法や計画への適用方法を新たに考える必要がある。

以下、それぞれの課題について、説明を加える。

まず、第一の課題について述べる。わが国の洪水防御計画では、降雨量の水文頻度解析を行って、治水安全度に対応する年超過確率を持つように、計画降雨量を定める。そして、

時空間分布が異なるが降雨量は計画降雨量と一致する複数の降雨波形を用いて流出解析を行い、基本高水（のピーク流量）群を求める。これらのうちから、気象学的、統計学的に異常がないかを検討して、最終的に基本高水（のピーク流量）を定める。この手順においては、観測データの誤差や流出解析モデルの設定を要因とする物理的な不確定性、水文頻度解析における母分布推定における統計学的な不確定性、時空間分布が異なる降雨波形群による気象学的な不確定性が考えられる。したがって、計画で採用された基本高水（のピーク流量）の年超過確率が、計画であらかじめ想定した年超過確率とは必ずしも一致しない場合が考えられる。建設省河川局（1997）によれば、洪水防御計画においては、河川の氾濫する確率、すなわち基本高水のピーク流量の超過確率が重要となるので、この値と計画降雨量の年超過確率との間に著しい差異が生ずるおそれがある場合には、これらの関係を明確にし、他の手法によって計画の規模を定めることを検討する必要がある、としている。しかし、その具体的な手法については明示されていない。

第二の課題については、水文頻度解析の前提条件および解析に用いる水文量の発生過程に関連する。

水文頻度解析の前提条件に関しては、宝（1998）が以下のように述べている。水文頻度解析においては、水文量がある確率法則にしたがって生起する確率変量であると仮定する。この確率生起性（randomness）と独立性（independence）・等質性（homogeneity）および定常性（stationarity）が水文頻度解析の前提条件であるとしている。洪水防御計画で対象となる降雨量や流量といった水文量についても、これらの前提条件が満足されているとみなすか、もしくは標本データの収集に際して、前提条件を満足するような種々の努力を行った後で、水文頻度解析が行われる。

例えば、等質性に関しては、流域平均雨量を考えた場合、それを推定するための観測地点数は経年的に増加することが一般的であることから、推定された流域平均雨量が完全な等質性を満足しているかどうかを、十分吟味している。洪水ピーク流量について考えると、観測流量も等質性が満足されない場合がある。観測地点上流で氾濫を生じている場合や洪水調節施設が存在し洪水が人為的にコントロールされている場合などである。このようなときは、流出解析モデルを用いて、氾濫の影響や人為的な洪水調節の影響を取り除いた自然流量の復元を行っている。

一方、定常性について考えると、長期の気候変動に伴う気象の変化が水循環に影響をおよぼし、洪水や渇水の発生頻度が変化し、定常性が成り立たない可能性が指摘されている。IPCC（2002）によると、気温、降水量が増加した多くの地域（例えば北半球の中・高緯度）では、より極端な降水現象が発生するようになったとするなど、地球規模での気候変化があることを示している。また、国土交通省土地水資源局（2003）では、わが国の過去 100 年間の年降水量は長期的に減少傾向であるとしている。これらのことは、従来の洪水防御計画で想定している水文頻度解析の前提条件のうち、定常性が成立しないことを示唆している。したがって、今後の洪水防御計画において、非定常性を考慮した水文頻度解析手法の開発と、それを洪水防御計画に適用する方法を確立する必要があると考える。

1.2 本論文の構成

本論文の構成を図 1.1 に示す。次章以降の構成は以下のとおりである。

第2章では、現在の洪水防御計画にしたがった方法で基本高水のピーク流量を定める過程において、不確実性が生じる要因を分析する。その中で、水文頻度解析で水文量の母分布を推定する際に生じる不確実性と、基本高水のピーク流量群がばらつきをもって分布す

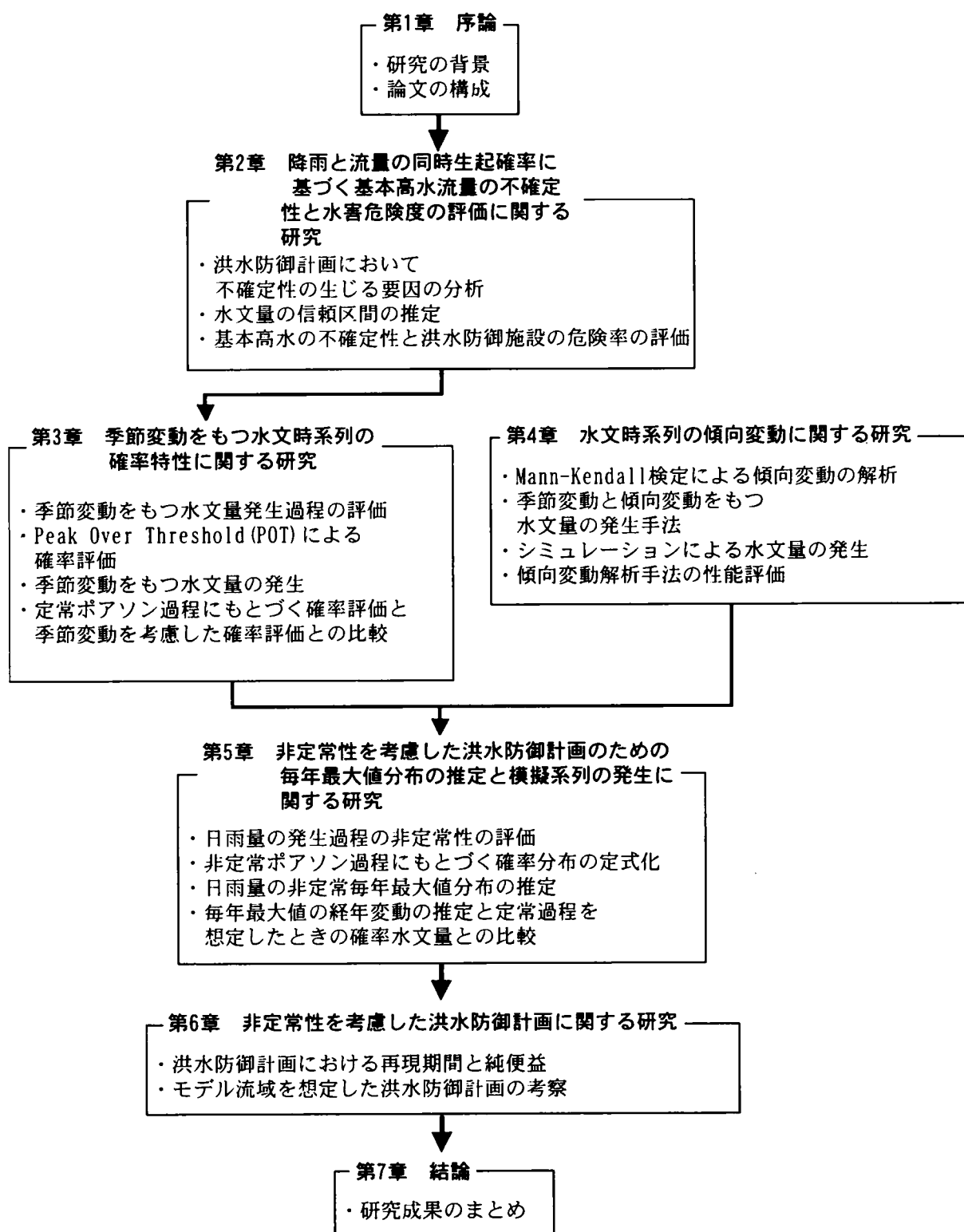


図 1.1 本論文の構成

ることによる不確定性の2つの要因に着目する。そして、基本高水のピーク流量の不確定性を評価し、洪水防御施設の危険率を推定する手法を提案する。

第3章では、わが国の豪雨や洪水のように、季節変動をもつ水文事象に対して、単純に毎年最大値を抽出し、一般化極値分布をあてはめて確率水文量を算出する場合、過大な確率水文量が推定される可能性が高いこと、およびそのような過大評価を避けるための条件を示す。

第4章では、わが国の水文時系列が長期的に変動する可能性が示唆されている状況で、水文量の傾向変動を検出する場合に、水文量の増加率と必要なデータ数との関係を、モンテカルロシミュレーションを行って調べた結果を示す。

第5章では、水文量の発生過程の経年的な変動を表現できる時系列モデルを考え、そのモデルから、非定常毎年最大値分布を推定する手法を提示する。そして、その確率分布から推定される確率水文量の経年変化を調べて、定常過程から推定される確率水文量との比較を行う。

第6章では、水文量の発生過程が非定常性を持つとみなされる場合、あらかじめ計画水文量を設定するような従来の洪水防御計画の考え方を、そのまま適用することは困難であることを示す。従来の洪水防御計画の考え方に代わる計画論を展開するため、便益と費用との差である純便益を指標とし、これを最大にするような洪水防御施設の整備水準が最適な規模であると考え、そして、1洪水調節施設1河道に単純化したモデル流域を想定し、洪水調節施設の分担量と整備時点および河道の分担量をどのように設定すればよいのか考察する。

第7章では、本論文で得られた成果を結論として示す。

参考文献

- IPCC[気候変動に関する政府間パネル]編 気象庁・環境省・経済産業省監修 (2002) : IPCC 地球温暖化第三次レポート 気候変化 2001、中央法規、pp.31-32.
- 建設省河川局監修、(社)日本河川協会編 (1997) : 改訂新版 建設省河川砂防技術基準 (案) 同解説 計画編、山海堂、pp.10-11.
- 国土交通省河川局ホームページ : <http://www.mlit.go.jp/river/gaiyou/seibi/index.html>
- 国土交通省土地水資源局水資源部 (2003) : 平成 15 年版日本の水資源について、
<http://www.mlit.go.jp/tochimizushigen/mizsei/hakusyo/h15/h15hakusho.htm>
- 宝 馨 (1998) : 水文頻度解析の進歩と将来展望、水文・水資源学会誌、第 11 巻 7 号、pp.740-756.
- (社)土木学会 (1963) : 日本土木史、-昭和 16 年～昭和 40 年-、技報堂、p.40.
- (社)土木学会監修、土木用語辞典編集委員会編 (1971) : 土木用語辞典、コロナ社・技報堂、p.395.

第2章 降雨と流量の同時生起確率に基づく基本高水流量の 不確定性と水害危険度の評価に関する研究

2.1 目的

2.1.1 洪水防御計画において不確定性の生じる要因の分析

洪水防御計画においては、基本高水の洪水ハイドログラフあるいはそのピーク流量値(以後、これを基本高水流量と呼ぶ)の生起確率を評価することが重要となる。図 2.1.1 は、わが国における基本高水の検討手順を示したものである。この方法では、所定の計画降雨量をもつ計画降雨波形から、一定のカバー率をもつ基本高水を定める。このため、この方法を、雨量確率方式、あるいはカバー率を定めることからカバー率方式と呼ぶこともある。雨量確率方式では、図 2.1.1 に灰色で示した手順において、解析モデルに起因する誤差や観測機器に依存する誤差が生じる。これらの誤差の要因について説明する。

①DA 解析

雨量から流量への変換を行う洪水流出解析の入力条件として、流域単位の面積雨量が必要となる。雨量 (Depth) と面積 (Area) との関係を解析することを DA 解析という。面積雨量は、これを直接観測できるレーダー雨量計による観測値を除けば、流域内に面的に配備された観測所の地点雨量から推定される。推定方法は、算術平均法、ティーセン分割法、等雨量線法が代表的である。いずれの手法も、点の情報から面的な広がりをもった値を推定するため、推定値は真値との誤差を生じる。

②流出モデルの定数解析

対象とする流域の洪水流出特性を表現して、過去の事象を精度良く再現し、また将来の事象を予測するため、流出モデルを選定し、そのモデル定数を推定する必要がある。洪水事象を対象としていることから、一般的には、その流域で過去に生じた規模の大きい洪水を対象にする。このとき、ある洪水で推定したモデル定数の最適値は、他の洪水の最適値と一致するとは限らない。複数の洪水パターンのいずれにも、ある程度適合するような推定値を、当該流域の最適なモデル定数とみなすことになる。すなわち、モデル定数にも不確定性が存在し、最適な推定値のまわりに、ある信頼幅をもって分布すると考えられる。

③水位流量観測における HQ 解析

水位 (H) と流量 (Q) の観測値から、両者の関係を解析することを HQ 解析という。水位流量観測では 2 種類の誤差が考えられる。一つは、観測機器あるいは観測方法により生じる誤差であり、もう一つは、水位-流量曲線が洪水の上昇期から低減期にループを描く特性があるのに対し、それを 1 本の HQ 曲線で表現することにより生じる誤差である。

④水文頻度解析

過去の水文極値データを用い、当該水文学量が生じた確率分布を推定し、その生起頻度を求める手法を水文頻度解析という。水文頻度解析では、母分布を表す確率分布モデルが未知であること、確率分布モデルの母数推定を行うためには、標本の大きさが十分でない場合も多いことなどにより、母分布と標本から推定した確率分布との間に誤差が生じる。

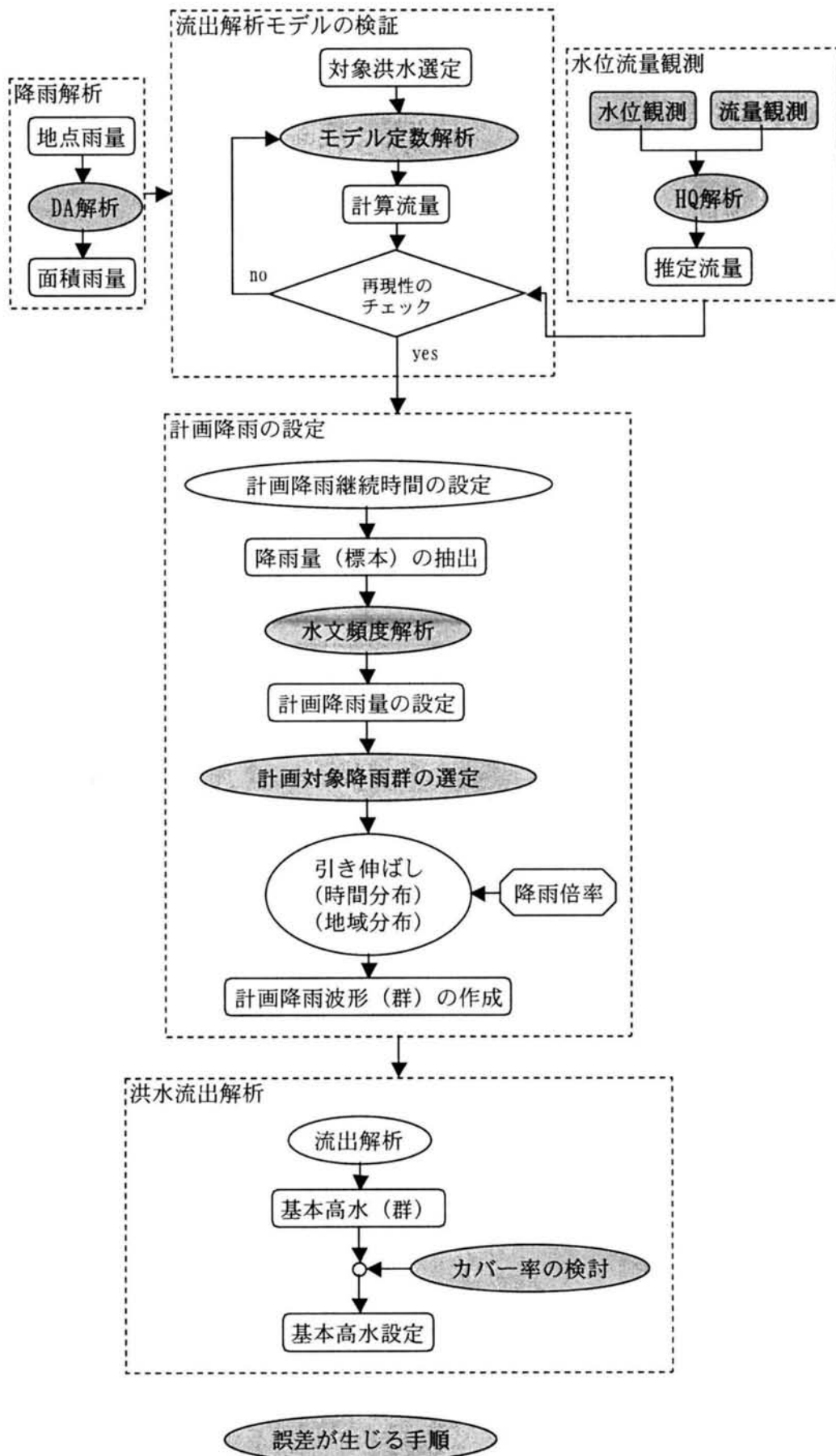


図 2.1.1 基本高水の検討手順

すなわち、標本から推定された確率分布をもとに計画降雨量を定める際に不確定性（推定誤差）がある。

⑤計画降雨群の選定

計画降雨から基本高水を設定する手順は、次に示すとおりである。まず、対象とする流域において、過去に生じた洪水における降雨の時間分布および地域分布のパターンを網羅できるように、降雨事象を多数選定する。次に、これらの降雨群の地域分布と時間分布のパターンを保持したまま、降雨量が計画降雨量になるように一律に引き伸ばして計画降雨波形を作成する。そして、引き伸ばした後の時間分布や地域分布に異常値や偏りがないかを、統計学的、気象学的にチェックし、計画降雨群を選定する。

⑥カバー率の検討

選定した計画降雨群に対して流出解析を行い、基本高水群を求める。これらの基本高水群から最終的な基本高水とそのピーク流量を定める。その際、流域で生じる可能性のある洪水パターンをどの程度カバーしているか、カバー率の検討を行う。

2.1.2 本研究で対象とする不確定性を生じる要因と研究の目的

前項の①から⑥に示した要素について説明を加える。①は、観測所の配置密度が高ければ高いほど誤差が小さくなる。また、観測機器・方法の精度が上がれば誤差は小さくなる。②は、流出解析モデルの信頼性を表し、モデル定数は、対象とする洪水の前期降雨の有無、流域の地形・地質、土地利用状況等により変化する。③についても観測機器・方法の精度と洪水中の河床の変動が支配要因である。

④から⑥は、気象学的、統計学的に不確定性を生じるものである。④については、水文頻度解析では、母分布を表す確率分布モデルを選定できないこと、母分布を表す確率分布モデルを選定できたとしても、標本の大きさが小さいために、母数推定が不十分であることによる不確定性に起因するものである。⑤および⑥は、対象とする流域で生じる可能性のあるすべての降雨・洪水パターンを、気象学的、統計学的に表すことができないことによる不確定性である。

以上のことから、本章では、④から⑥に関する不確定性を、統計学的なアプローチから、評価する手法を提案する。このことから、本章で用いるデータは、図 2.1.1 にしたがう手順で、実際に洪水防御計画が策定されている河川の雨量・流量とする。

④に関しては、わが国の洪水防御計画でよく用いられている対数正規分布および Gumbel 分布を対象に、確率分布の母数を区間推定する手法を述べる。次に、毎年最大 2 日雨量および洪水ピーク流量を標本として、母数の区間推定を行う。そして、洪水防御計画で対象とするような再現期間に対して、最尤推定値の標準偏差を推定し、計画水文量がどの程度の信頼区間を持つのか明らかにする。

⑤および⑥の不確定性に関しては、基本高水のピーク流量群の確率分布を 3 母数ガンマ分布で表し、カバー率をガンマ分布の非超過確率で表す。収集した降雨の時間分布を保存し、降雨量を引き伸ばした降雨波形を用いて流出解析を行い、ピーク流量を算定する。これらを標本として 3 母数ガンマ分布の母数を積率法により推定する。このとき、降雨倍率 2 倍以下、3 倍以下および全資料の 3 種類の標本に対して 3 母数ガンマ分布をあてはめる。

この結果をもとに、降雨倍率とカバー率に対するピーク流量値との関係进行评估し、洪水群の選定方法とカバー率との関係を求める。

次に、④と⑤の不確定性を表す確率分布を結合した二変数同時生起確率を誘導し、この確率分布を用いて基本高水の不確定性を表現する。降雨量とピーク流量を二変数とした T 年確率平面上で、降雨量と流量とに関してある値を設定すると、それらの値を境界として 4 つの領域に分割できる。まず、これらの領域の示す意味を整理する。さらに、実在河川の洪水防御計画を想定し、計画降雨量と基本高水流量を定め、4 つに分割された領域での確率値を求める。そして、現在の洪水防御計画の方法にもとづいて定められる基本高水の不確定性を評価し、洪水防御施設のもつ危険率を推定する。

建設省河川局（1997）によれば、1 級水系の主要区間を対象とする計画においては、カバー率は 60～80% となった例が多いとされている。そこで、カバー率を 50% から 80% まで変化させ、そのときの基本高水の危険率を推定する。この結果、カバー率 50% では、降雨量・ピーク流量ともに計画値を上回る可能性が 32% の確率を持つこと、カバー率を増加させると、この可能性は減少するものの、カバー率を 80% としてもなお、15% 程度存在することを示す。また、これらの結果から、洪水防御施設が安全となる確率は、当初想定したカバー率よりも低い値となること、逆に、洪水防御施設が危険となる確率は、当初想定した値よりも大きくなることを示す。

本章の目的は、洪水防御計画で設定された基本高水流量に対して、洪水防御施設のもつ危険率の推定手法を、統計学的なアプローチから提案することである。言い換えれば、設定された計画量の事後評価手法の提案を行うものである。対象とする流域にとって、適切な基本高水流量の設定手法の提案は、本章の対象外としている。これを定めるためには、本章で提示した以外の、施設整備に必要な事業費や社会的な損失を表す被害額等の指標を導入する等、異なったアプローチから手法を構築する必要があると考える。

2.2 基本高水の不確定性と洪水防御施設の危険率の推定手法

2.2.1 降雨量の信頼区間

母集団の特性を表現する母数が未知のとき、母数をただ一つの値として推定する方法を、点推定と呼ぶ。一方、図 2.2.1 に示すように、母数の含まれる範囲を、ある確率をもって表現する方法を区間推定と呼ぶ。

洪水防御計画における計画水文量は、点推定で推定した確率分布から定められる。点推定で定められた確率水文量は、推定値としては最も確からしい値ではあるものの、区間推定では、点推定値はある信頼区間の幅をも

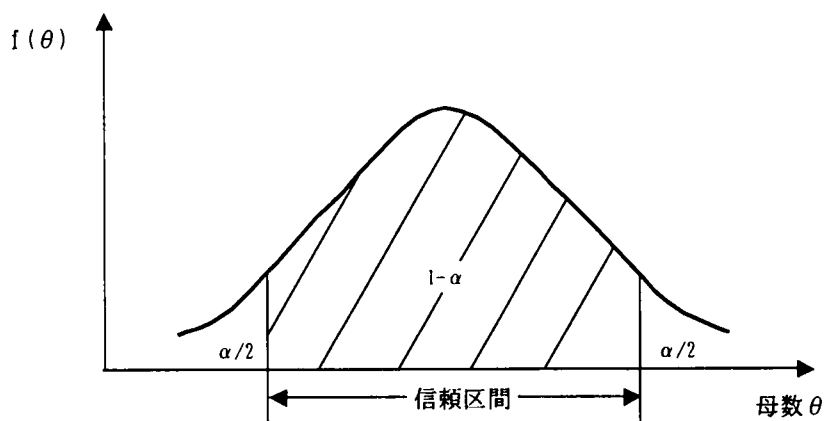


図 2.2.1 区間推定の概形

って分布していることになる。

本章では、洪水防御計画において定められている計画降雨量に関する信頼区間を、区間推定の立場から推定する。端野（1976）は、3 母数対数正規分布について、最尤法による母数推定法を示すとともに、母数の信頼区間の推定方法を示している。本研究では、この考え方をういて、2 母数の分布形で代表的な Gumbel 分布について、信頼区間の推定式を誘導する。さらに、ピーク流量と 2 日雨量の水文頻度解析に、この推定式を適用し、それぞれの水文量の信頼区間を推定する。

2.2.2 基本高水流量のカバー率と洪水防御施設の危険率

基本高水は、基本高水群からカバー率の検討を行って定められる。基本高水群は、降雨の時間分布・地域分布が異なり、降雨量が同じ値をもつ降雨波形群に対して、流出解析を行って求められる。したがって、選定した降雨波形の数だけピーク流量が得られることになる。

図 2.2.2 は、再現期間 T (年)上の確率平面を表す。横軸には降雨量 R の基準化変数 y をとり、縦軸にはピーク流量 Q_p の基準化変数 x をとる。 y 軸上の正規分布 $f_2(y)$ は、区間推定で得られる T 年確率降雨量の信頼区間を表す確率分布である。 $f_2(y)$ の確率分布特性を定める平均値と標準偏差は、次のようにして定める。収集したデータを標本として母集団の確率分布を点推定する。この確率分布を用いて、再現期間 T に対する最尤推定値を求め、これを平均値とする。次に、再現期間 T に対する信頼区間を求め、これを標準偏差とする。

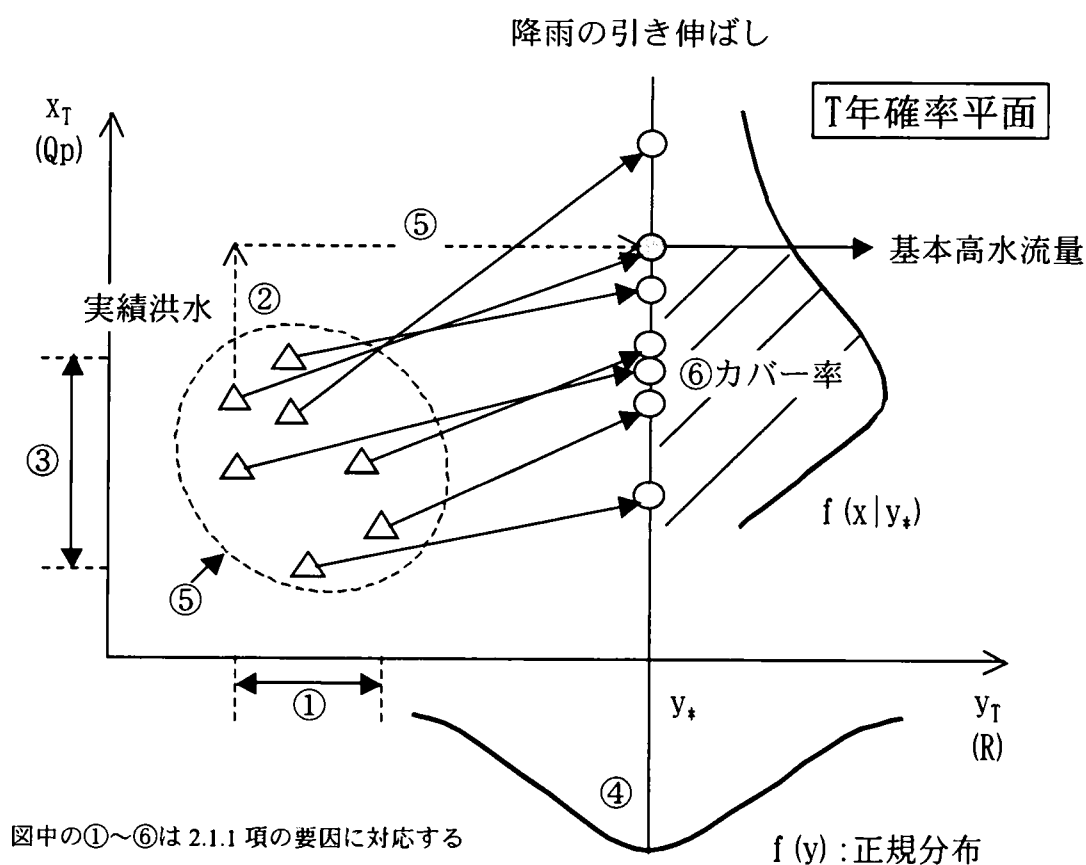


図 2.2.2 T 年確率平面上の計画降雨と基本高水流量群との関係

y_* は、 T 年確率降雨量の最尤推定値を基準化変数で表した値である。このとき、 y_* 上の条件付き確率分布 $f(x|y_*)$ は、再現期間 T の降雨量を持つ様々な降雨波形から得られるピーク流量群の確率分布を表す。すなわち、 $F(x|y_*) = F(X \leq x|Y = y_*) = \int_{-\infty}^x f(X \leq x|Y = y_*) dx$ である。 x_* を基本高水流量としたとき、 $F(x_*|y_*)$ は、従来の洪水防御計画で定めるカバー率に対応する。

次に、図 2.2.3 に示すように、 T 年確率面上において、再現期間 T に対する降雨量の最尤推定値 y_* と基本高水流量 x_* を表す点 (x_*, y_*) をとる。このとき、図中に示した 4 つの領域の意味は、以下のとおりである。

① $F(x_*, y_*)$

$F(x_*, y_*) = \int_{-\infty}^{x_*} \int_{-\infty}^{y_*} f(x, y) dx dy$ は、 T 年確率降雨量 y_* および基本高水流量 x_* のいずれも超過しない確率を表す。降雨量とピーク流量のいずれについても、洪水防御計画で想定する値を下回ることから、計画上は安全な領域として評価できる。

② $F_1(x_*) - F(x_*, y_*)$

降雨量は y_* を超えるものの、ピーク流量が x_* 以下となる領域である。堤防や河道など、洪水のピークが問題となる防御施設（ピーク防御型施設と呼ぶ）に関しては安全な領域である。一方、降雨量については、 y_* を上回る領域となる。この場合、ピーク流量が計画で想定した基本高水流量 x_* 以下であっても、洪水波形のボリュームが増加する可能性がある。したがって、貯留施設のような、洪水のボリュームが問題となる防御施設（貯留型施設と

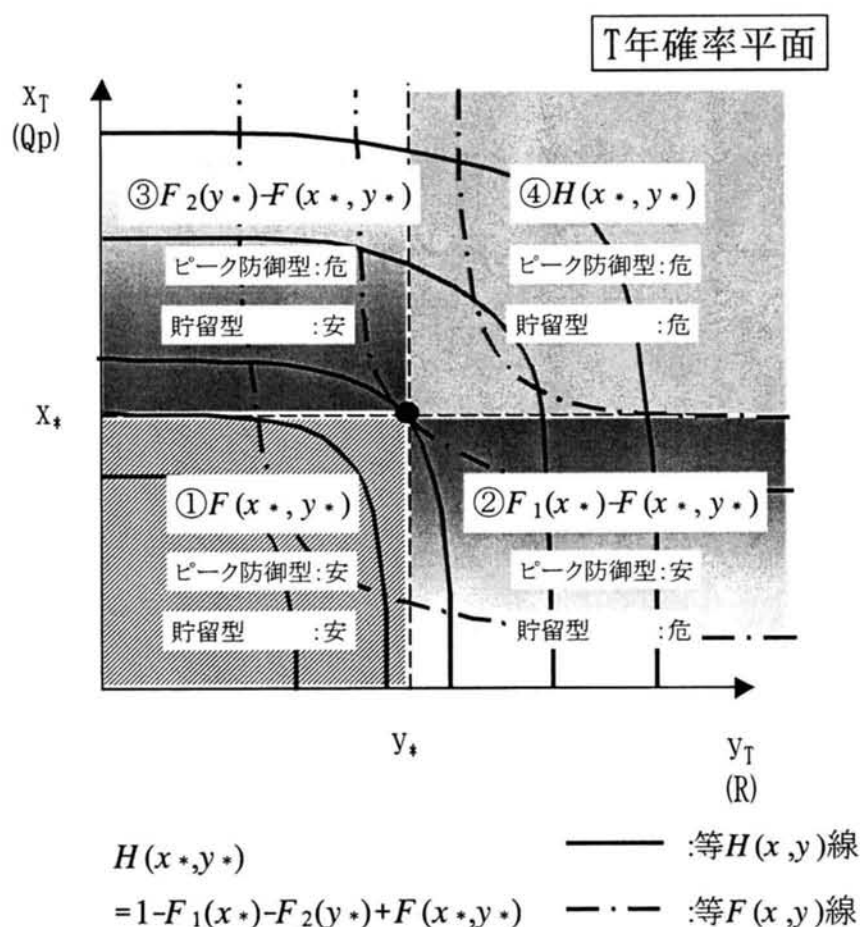


図 2.2.3 T年二次元確率平面図と洪水防御施設の危険領域

呼ぶ)の危険性が高まる領域といえる。

③ $F_2(y_*)-F(x_*, y_*)$

降雨量は y_* よりも小さいが、ピーク流量が x_* を上回る。したがって、貯留型施設は安全な領域であるが、ピーク防御型施設が危険となる領域である。

④ $H(x_*, y_*)$

T 年確率降雨量 y_* と基本高水流量 x_* とを同時に超える確率を表している。降雨量とピーク流量が、ともに計画で想定している値以上となる。したがって、ピーク防御型および貯留型のいずれの施設についても危険な領域になる。 x_*, y_* の同時超過確率は、この領域の全確率である1.0に対する割合となり、本章では、これを洪水防御施設の危険率と呼ぶ。

⑤ $1.0-F(x_*, y_*)$

T 年確率平面上の全体の確率1.0から $F(x_*, y_*)$ を引いた確率であり、ピーク防御型施設、貯留型施設のいずれかが危険となる確率である。

2.3 水文頻度解析手法

以下の項では、本章において適用する水文頻度解析手法について述べる。

2.3.1 対数正規分布の信頼区間

3母数対数正規分布は次の式で表される。

$$\left. \begin{aligned} F(s) &= \int_{-\infty}^s \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds \\ s &= k \ln \left\{ \frac{x+b}{c} \right\}, -b < x < \infty \end{aligned} \right\} \quad (2.1)$$

ここに、 x は原水文学量、 s は標準正規変量、 k, b, c はパラメータである。この確率分布の密度関数 $f(x)$ は、次式で表される。

$$\begin{aligned} f(x) &= \frac{dF(x)}{dx} \\ &= \frac{dF(s)}{ds} \frac{ds}{dx} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) \frac{k}{x+b} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{k}{c} \exp\left\{-\left(\frac{s}{k} + \frac{s^2}{2}\right)\right\} \end{aligned} \quad (2.2)$$

(2.2)式の尤度関数の自然対数 L を求めると、

$$\begin{aligned}
L &= \ln \prod_{i=1}^N f(x_i) \\
&= \frac{N}{2k^2} + N \cdot \ln \frac{k}{c\sqrt{2\pi}} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left(s_i + \frac{1}{k} \right)^2
\end{aligned} \tag{2.3}$$

ここに、 N :標本数、 $x_i, i=1, 2, \dots, N$ は実現値で s_i はそれに対応する標準正規変量である。

最尤解は L を最大にするようにパラメータ $\hat{k}, \hat{b}, \hat{c}$ を決めることであるから、次の非線形連立方程式を満たす k, b, c を求めればよい。

$$\left. \begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial k} &= \frac{1}{k} (N - \sum s_i^2) = 0 \\
\frac{\partial L}{\partial b} &= \frac{k}{c} \sum \left(s_i + \frac{1}{k} \right) \exp \left(-\frac{s_i}{k} \right) = 0 \\
\frac{\partial L}{\partial c} &= \frac{k}{c} \sum s_i = 0
\end{aligned} \right\} \tag{2.4}$$

ここで、 $\sum = \sum_{i=1}^N$ を表す。

(2.4)式を Newton-Raphson 法により解く方法を述べる (端野、1976)。いま、最尤解を $\hat{k}, \hat{b}, \hat{c}$ とし、第 j 次近似値を k_j, b_j, c_j 、その差を $\Delta k_j, \Delta b_j, \Delta c_j$ とする。

$L(k_j, b_j, c_j) = L(\hat{k} - \Delta k_j, \hat{b} - \Delta b_j, \hat{c} - \Delta c_j)$ であるから、 $L(k_j, b_j, c_j)$ の k, b, c に関する偏微分 $\partial L(k_j, b_j, c_j) / \partial k_j, \partial L(k_j, b_j, c_j) / \partial b_j, \partial L(k_j, b_j, c_j) / \partial c_j$ をそれぞれ $\hat{k}, \hat{b}, \hat{c}$ のまわりにテーラ一展開し、二次の偏微分項までをとれば、

$$(\Delta k_j, \Delta b_j, \Delta c_j) = - \left(\frac{\partial L(k_j, b_j, c_j)}{\partial k_j}, \frac{\partial L(k_j, b_j, c_j)}{\partial b_j}, \frac{\partial L(k_j, b_j, c_j)}{\partial c_j} \right) \cdot \mathbf{R}^{-1} \tag{2.5}$$

ここに、 \mathbf{R} は $L(\hat{k}, \hat{b}, \hat{c})$ の k, b, c に関する行列で、以下のように表される。

$$\mathbf{R} = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial k^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial b} & \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial c} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial b} & \frac{\partial^2 L}{\partial b^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial b \partial c} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial c} & \frac{\partial^2 L}{\partial b \partial c} & \frac{\partial^2 L}{\partial c^2} \end{bmatrix} \tag{2.6}$$

(2.6)式の行列要素は、大標本論的にそれらの期待値で変換でき、 $E[\mathbf{R}^{-1}]$ は最尤推定値の分散共分散行列を表している。すなわち、

$$\mathbf{R} = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 L}{\partial k^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial b} & \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial c} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial b} & \frac{\partial^2 L}{\partial b^2} & \frac{\partial^2 L}{\partial b \partial c} \\ \frac{\partial^2 L}{\partial k \partial c} & \frac{\partial^2 L}{\partial b \partial c} & \frac{\partial^2 L}{\partial c^2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial k^2}\right) & -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial k \partial b}\right) & -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial k \partial c}\right) \\ -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial k \partial b}\right) & -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial b^2}\right) & -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial b \partial c}\right) \\ -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial k \partial c}\right) & -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial b \partial c}\right) & -E\left(\frac{\partial^2 L}{\partial c^2}\right) \end{bmatrix} \quad (2.7)$$

標準正規変量 s の任意の関数 $u(s)$ の期待値を $E[u(s)]$ とすると、大標本論的に次式が成立する。

$$E\left[\sum_{i=1}^N u(s_i)\right] = N \cdot E[u(s)] = N \int_{-\infty}^{\infty} u(s) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds \quad (2.8)$$

(2.4)式と(2.8)式を利用して、(2.7)式の行列要素を算出すると、以下の式が得られる。

$$\left. \begin{aligned} -E\left[\frac{\partial^2 L}{\partial k^2}\right] &= \frac{2n}{k^2}, & -E\left[\frac{\partial^2 L}{\partial b^2}\right] &= \frac{n(1+k^2)}{c^2} \exp\left(\frac{2}{k^2}\right), & -E\left[\frac{\partial^2 L}{\partial c^2}\right] &= \frac{nk^2}{c^2} \\ -E\left[\frac{\partial^2 L}{\partial k \partial b}\right] &= -\frac{2n}{kc} \exp\left(\frac{1}{2k^2}\right), & -E\left[\frac{\partial^2 L}{\partial b \partial c}\right] &= -\frac{nk^2}{c^2} \exp\left(\frac{1}{2k^2}\right), & -E\left[\frac{\partial^2 L}{\partial k \partial c}\right] &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (2.9)$$

(2.9)式を(2.5)式に代入して整理すると、次式が得られる。

$$\left(\Delta k_j, \frac{\Delta b_j}{c_j}, \frac{\Delta c_j}{c_j} \right) = \left(\frac{\partial L}{\partial k}, c_j \frac{\partial L}{\partial b}, c_j \frac{\partial L}{\partial c} \right) \cdot \mathbf{A} / N \quad (2.10)$$

\mathbf{A} の行列要素 a_{ij} ($i=1, 2, 3, j=1, 2, 3$) はそれぞれ次式で示される。

$$\left. \begin{aligned} a_{11} &= \frac{\{k^2(\varepsilon + 2)\}}{2\varepsilon}, a_{12} = a_{21} = \frac{k}{\lambda\varepsilon} \\ a_{13} = a_{31} &= \frac{k}{\varepsilon}, a_{23} = a_{32} = \frac{1}{\lambda\varepsilon} \\ \lambda &= \exp\left(\frac{1}{2k^2}\right), \varepsilon = (1+k^2)(\lambda^2 - 1) - 1 \end{aligned} \right\} \quad (2.11)$$

(2.10)、(2.11)式が繰り返し計算の基本式となる。繰り返し計算の初期値は積率解を用いる。

(2.1)式より、 $x = c \exp(s/k) - b$ であり、ある s 値に対する x の標準誤差 S_x は、推定値 k, b, c の標準誤差 $\delta_k, \delta_b, \delta_c$ の関数である。したがって、 x の全微分を求めると、(2.12)式が導かれる。

$$\delta_x = c \left(\frac{dw}{dk} \right) \delta_k - \delta_b + w \delta_c \quad (2.12)$$

ここに、 $W = \exp(s/k)$, $dw/dk = s/k^2 \exp(s/k)$ である。

(2.12)式の両辺を二乗し、さらにその期待値をとれば、次式のような関係が与えられる。

$$S_x^2 = \left\{ \left(\frac{dw}{dk} \right)^2 a_{11} + a_{22} + w^2 a_{33} - 2 \left(\frac{dw}{dk} \right) a_{12} + 2w \left(\frac{dw}{dk} \right) a_{13} - 2w a_{23} \right\} \quad (2.13)$$

よって、最尤推定値 k, b, c が求まれば、(2.13)式から特定の s 値（あるいは再現期間 T ）に対する x の分散 S_x^2 が計算できる。そして、このとき再現期間 T の信頼区間 T_* は、 $F(s) = \Phi(s)$ （ここに $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布）とすれば、 $T = 1/\{1 - \Phi(s)\}$ であるから、 $T_* = 1/\{1 - \Phi(s_*)\}$ として計算できる。

2.3.2 Gumbel 分布の信頼区間

2 母数の Gumbel 分布は次式で表される。

$$\left. \begin{aligned} F(\xi) &= \exp(-e^{-\xi}) \\ \xi &= \frac{1}{\alpha}(x - u), -\infty < \xi < \infty \end{aligned} \right\} \quad (2.14)$$

ここに、 x は原水文学量、 ξ は基準化変量、 α : 尺度母数、 u : 位置母数である。この確率分布の密度関数は、

$$f(\xi) = \frac{1}{\alpha} \exp(-\xi - e^{-\xi}) \quad (2.15)$$

である。

尤度関数の自然対数 L は、

$$\begin{aligned} L &= \ln \prod_{i=1}^N f(x_i) \\ &= \ln \prod_{i=1}^N \left\{ \frac{1}{\alpha} \exp(-\xi_i - e^{-\xi_i}) \right\} \\ &= \ln \left\{ \frac{1}{\alpha^N} \exp(-\sum \xi_i - \sum e^{-\xi_i}) \right\} \\ &= -N \ln \alpha - \sum \xi_i - \sum e^{-\xi_i} \end{aligned} \quad (2.16)$$

ここに、 N : 標本数である。 $x_i, i=1, 2, \dots, N$ は実現値で ξ_i はそれに対応する基準化変量である。

最尤解は、以下の式を満たす α, u を求めればよい。

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \alpha} &= -\frac{1}{\alpha} \left(N - \sum y_i + \sum y_i e^{-y_i} \right) = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial u} &= \frac{1}{\alpha} \left(N - \sum e^{-y_i} \right) = 0 \end{aligned} \right\} \quad (2.17)$$

ここで、 $\sum = \sum_{i=1}^N$ を表す。

2.3.1 で示した展開と同様にすると次式が得られる。

$$(\Delta \alpha_j, \Delta u_j) = \left(\frac{\partial L}{\partial \alpha}, \frac{\partial L}{\partial u} \right) \cdot \frac{\alpha^2}{N} \cdot \mathbf{V} \quad (2.18)$$

\mathbf{V} の行列要素 v_{ij} ($i=1, 2, j=1, 2$) はそれぞれ次式で示される。

$$\left. \begin{aligned} v_{11} &= \frac{6}{\pi^2}, v_{12} = v_{21} = \frac{6}{\pi^2} (1 - \gamma) \\ v_{22} &= 1 + \frac{6}{\pi^2} (1 - \gamma)^2 \end{aligned} \right\} \quad (2.19)$$

ここに、 $\gamma = 0.5772$ (オイラー定数) である。

(2.14)式より、 $x = \alpha \xi + u$ であり、ある ξ 値に対する x の標準誤差 S_x は、推定値 α, u の標準誤差 δ_α, δ_u の関数である。したがって、 x の全微分を求めると、(2.20)式が導かれる。

$$\delta_x = \xi \delta_\alpha + \delta_u \quad (2.20)$$

(2.20)式の両辺を二乗し、さらにその期待値をとれば、次式のような関係が与えられる。

$$S_x^2 = \frac{\alpha^2}{N} \{ 0.6079 \xi^2 + 0.5141 \xi + 1.1087 \} \quad (2.21)$$

よって、最尤推定値 α, u が求まれば、(2.21)式から特定の ξ 値 (あるいはリターンピリオド T) に対する x の分散 S_x^2 が計算できる。そして、このときリターンピリオド T の信頼区間 T^* は、 $F(\xi) = \exp(-e^{-\xi})$ とすれば、 $T = 1/\{1 - F(\xi)\}$ であるから、 $T^* = 1/\{1 - F(\xi^*)\}$ として計算できる。

2.3.3 3 母数ガンマ分布

3 母数ガンマ分布の確率密度関数 $f(z)$ および確率分布関数 $F(z)$ は次式のとおりである。

$$f(z) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(a)b^a} (z-m)^{a-1} \exp\left(-\frac{z-m}{b}\right) & (z > m) \\ 0 & (z \leq m) \end{cases} \quad (2.22)$$

$$F(z) = \frac{1}{\Gamma(a)b^a} \int_m^z (z-m)^{a-1} \exp\left(-\frac{z-m}{b}\right) dz \quad (2.23)$$

ここで、 a ：形状母数、 b ：尺度母数、 m ：位置母数である。

ガンマ分布の平均 μ 、分散 σ^2 、ひずみ係数 β は、

$$\left. \begin{aligned} \mu &= m + ab \\ \sigma^2 &= ab^2 \\ \beta &= \frac{2}{\sqrt{a}} \end{aligned} \right\} \quad (2.24)$$

積率法による母数推定値は、

$$\left. \begin{aligned} a &= \frac{4}{\beta^2} \\ b &= \frac{\sigma\beta}{2} \\ m &= \mu - \frac{2\sigma}{\beta} \end{aligned} \right\} \quad (2.25)$$

となる。また、標本の大きさを n としたとき、 $20 \leq n \leq 90$, $0.25 \leq \beta \leq 5.0$ の場合には、次式のようなひずみ係数補正式が提案されている（神田・藤田、1982）。

$$\hat{\beta} = \left\{ \left(1 + \frac{6.51}{n} + \frac{20.2}{n^2} \right) + \left(\frac{1.48}{n} + \frac{6.77}{n^2} \right) \beta^2 \right\} \beta \quad (2.26)$$

2.3.4 二変数同時生起確率

本研究においては、次のような二変数同時生起確率を考える（端野・金光・西田・西岡、1992）。

$$f(x, y) = f_1(x)f_2(y) \left\{ 1 + \frac{\rho_{xy}(x - \mu_x)(y - \mu_y)}{\sigma_x \sigma_y} \right\} \quad (2.27)$$

$$\begin{aligned} F(x, y) &= \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(x, y) dx dy \\ &= F_1(x)F_2(y) + \frac{\rho_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} \left\{ \int_{-\infty}^x x f_1(x) dx - \mu_x F_1(x) \right\} \left\{ \int_{-\infty}^y y f_2(y) dy - \mu_y F_2(y) \right\} \end{aligned} \quad (2.28)$$

ここで、 $f(x, y)$ ： x と y の同時確率密度関数、 $f_1(x), f_2(y)$ ： x および y の周辺確率密度関数、 μ_x, μ_y ： x および y の平均値、 σ_x, σ_y ： x および y の標準偏差、 ρ_{xy} ： x, y 間の相関係数、 $F(x, y)$ ： x と y の同時確率分布関数、 $F_1(x), F_2(y)$ ： x および y の周辺確率分布関数である。

この確率分布の利点は、 x と y の周辺分布が、それぞれ異なる確率分布でも適用できる

ことである。一般的に知られている二変数確率分布は、その確率分布形状に応じて、周辺分布が規定される。例えば、二変数正規分布について考えると、周辺分布は正規分布となる。同様に、二変数指数分布であれば、周辺分布は指数分布となる。

本章では、後述するように、ある河川における基準地点上流域の流域平均2日雨量の信頼区間と、ピーク流量群との同時生起確率分布を考える。このとき、信頼区間の確率分布は正規確率分布にしたがい、ピーク流量群はガンマ分布にしたがう。このように、二つの確率変数がそれぞれ異なる確率分布にしたがう場合には、一般的に知られている二変数確率分布を適用することができない。以上が、本研究において(2.28)式を用いた理由である。

(2.28) 式の条件付き確率分布は、

$$\begin{aligned}
 F(x|y) &= \int_{-\infty}^x f(x|y) dx \\
 &= \int_{-\infty}^x \frac{f(x,y)}{f_2(y)} dx \\
 &= \int_{-\infty}^x f_1(x) \left\{ 1 + \frac{\rho_{xy}(x - \mu_x)(y - \mu_y)}{\sigma_x \sigma_y} \right\} dx \\
 &= F_1(x) + \frac{\rho_{xy}(y - \mu_y)}{\sigma_x \sigma_y} \left(\int_{-\infty}^x x f_1(x) dx - \mu_x F_1(x) \right)
 \end{aligned} \tag{2.29}$$

と表される。また、条件付平均は、

$$\begin{aligned}
 E(x|y) &= \int_0^{\infty} x f(x|y) dx \\
 &= \int_0^{\infty} x f_1(x) \left\{ 1 + \rho_{xy} \frac{(x - \mu_x)(y - \mu_y)}{\sigma_x \sigma_y} \right\} dx \\
 &= \mu_x + \rho_{xy} \frac{\sigma_x}{\sigma_y} (y - \mu_y)
 \end{aligned} \tag{2.30}$$

ここで、 $K(y) = \rho_{xy}(y - \mu_y)/\sigma_y$ とおくと、

$$E(x|y) = \mu_x + K(y)\sigma_x \tag{2.31}$$

条件付分散は、

$$V(x|y) = \int_0^{\infty} x^2 f(x|y) dx - E(x|y)^2 = V_x [1 + \{C_x - K(y)\} K(y)] \tag{2.32}$$

ここで、 $V(x|y) > 0$ でなければならないから、 $K(y)$ は、

$$\frac{c_x}{2} - \sqrt{1 + \frac{c_x^2}{4}} < K(y) < \frac{c_x}{2} + \sqrt{1 + \frac{c_x^2}{4}} \quad (2.33)$$

これ以外の条件のとき、 $V(x|y)=0.1$ とおく。ここに、 c_x は x のひずみ係数である。

x と y の同時超過確率 $H(x, y)$ は、 x 、 y の周辺分布 $F_1(x)$ 、 $F_2(y)$ 、同時非超過確率 $F(x, y)$ を用いて、

$$H(x, y) = 1 - F_1(x) - F_2(y) + F(x, y) \quad (2.34)$$

で表される。

2.4 基本高水の不確定性の評価と洪水防御施設の危険率の推定

2.4.1 年最大ピーク流量の信頼区間

わが国のある河川におけるピーク流量の毎年最大値を標本として、対数正規分布の母数推定を行い、ピーク流量の信頼区間を求めた。標本は、対象河川の流量観測地点における観測データのピーク値を 32 年間にわたって収集し、各年の毎年最大値を抽出した値である。ピーク流量を標本とする場合は、氾濫の影響や洪水調節等の人為的操作の影響を取り除く必要がある。本章で用いた流量観測地点上流では、氾濫域は狭いことから、氾濫による低減は小さい。また、上流にダム等の洪水調節施設はないため、観測流量に人為的操作の影

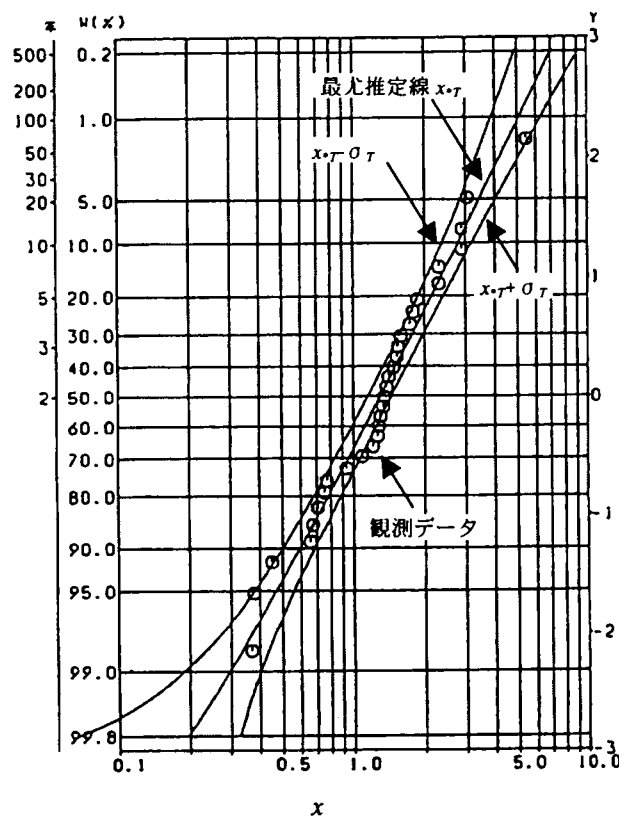


図 2.4.1 年最大ピーク流量の信頼区間

響はない。これらのことから、観測流量値を標本としても問題はない。

図 2.4.1 に、推定した確率分布と標本とを、対数正規確率紙に描いた結果を示す。○印がピーク流量の毎年最大値データを表す。三本の曲線のうち、中心を通る線は、再現期間ごとに最尤推定値を x_{*T} 求めて、それらを結んだ曲線である。左側の曲線は、最尤推定線 x_{*T} から信頼区間 $1\sigma_T$ を引いた $x_{*T}-1\sigma_T$ の値を結んだ線であり、右側の曲線は $x_{*T}+1\sigma_T$ の値を結んだ線を表す。横軸は、ピーク流量 Q_p を標本標準偏差 σ_{Q_p} で無次元化した $x = Q_p / \sigma_{Q_p}$ で表示している。

再現期間 100 年のときのピーク流量をみると、最尤推定値 x_{*T} は 5.1 となるが、 $\pm 1\sigma$ の信頼区間をみれば、3.9 から 6.3 まで変化し、最尤推定値に対して 24% の幅を有している。

2.4.2 年最大 2 日雨量の信頼区間

流量観測地点上流域の年最大 2 日雨量の信頼区間を推定する。このときに使用する流域平均年最大 2 日雨量は、以下のようにして求めた。

- ① 2.4.1 で適用した流量観測地点において、年間第 2 位までのピーク流量を生起させた降雨および年最大日流量、年最大 2 日流量、年最大 3 日流量を生起させた降雨を対象に、観測所 2 日雨量を収集する。
- ② ティーセン分割法により流量観測地点上流域の流域平均 2 日雨量を算定する。これらの 2 日雨量から毎年最大値を抽出する。

なお、降雨資料の収集に際しては、基本高水群算定に適用できるように時間雨量資料も収集する。

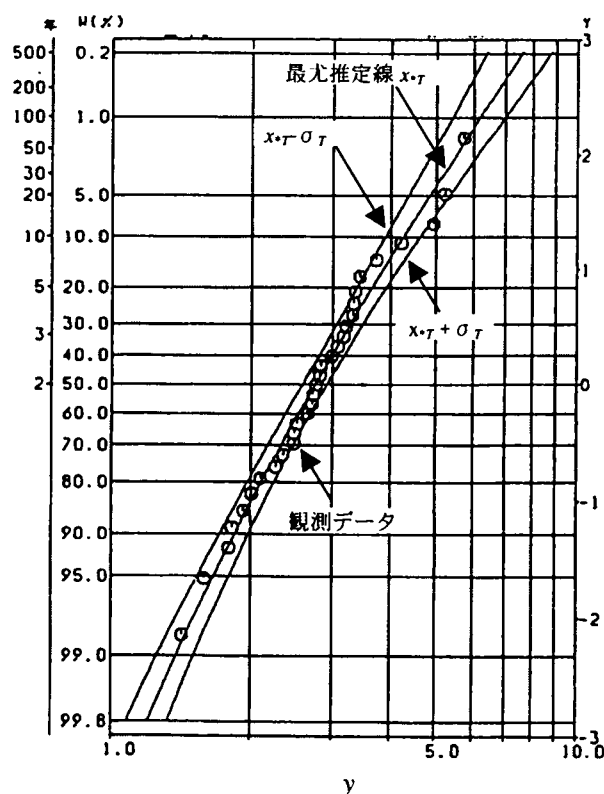


図 2.4.2 年最大 2 日雨量の信頼区間

毎年最大2日雨量を標本として、対数正規分布により信頼区間を求めた。結果を図2.4.2に示す。図の凡例は図2.4.1と同様である。横軸は、降雨量 R_2 を標本標準偏差 σ_{R_2} で基準化した $y = R_2 / \sigma_{R_2}$ で示している。

再現期間100年をみると、最尤推定値は6.2である。前述と同様に、 $\pm 1\sigma$ の信頼区間をみれば、5.4から7.0まで変化し、確率降雨量に対して13%の幅を持っていることになる。

2.4.3 基本高水流量群の確率分布

降雨の時空間分布の差異によって、降雨量が同一でも基本高水群のピーク流量はばらつきを持つ。本項では、そのばらつきの確率分布を調べる。2.4.2で推定した $T=100$ 年の最尤推定値を計画降雨量とし、流出解析を行って算定した基本高水流量群の頻度分布を描いた。流出解析手法は、当河川の洪水防御計画で使用されている貯留関数法とした。基本高水流量群のピーク流量の平均値、標本標準偏差、標本ひずみ係数を用いて、3母数ガンマ分布の母数を積率法により推定した。ピーク流量の相対度数と累積頻度、推定した3母数ガンマ分布の確率密度関数および確率分布関数を描いた。その結果を図2.4.3に示す。

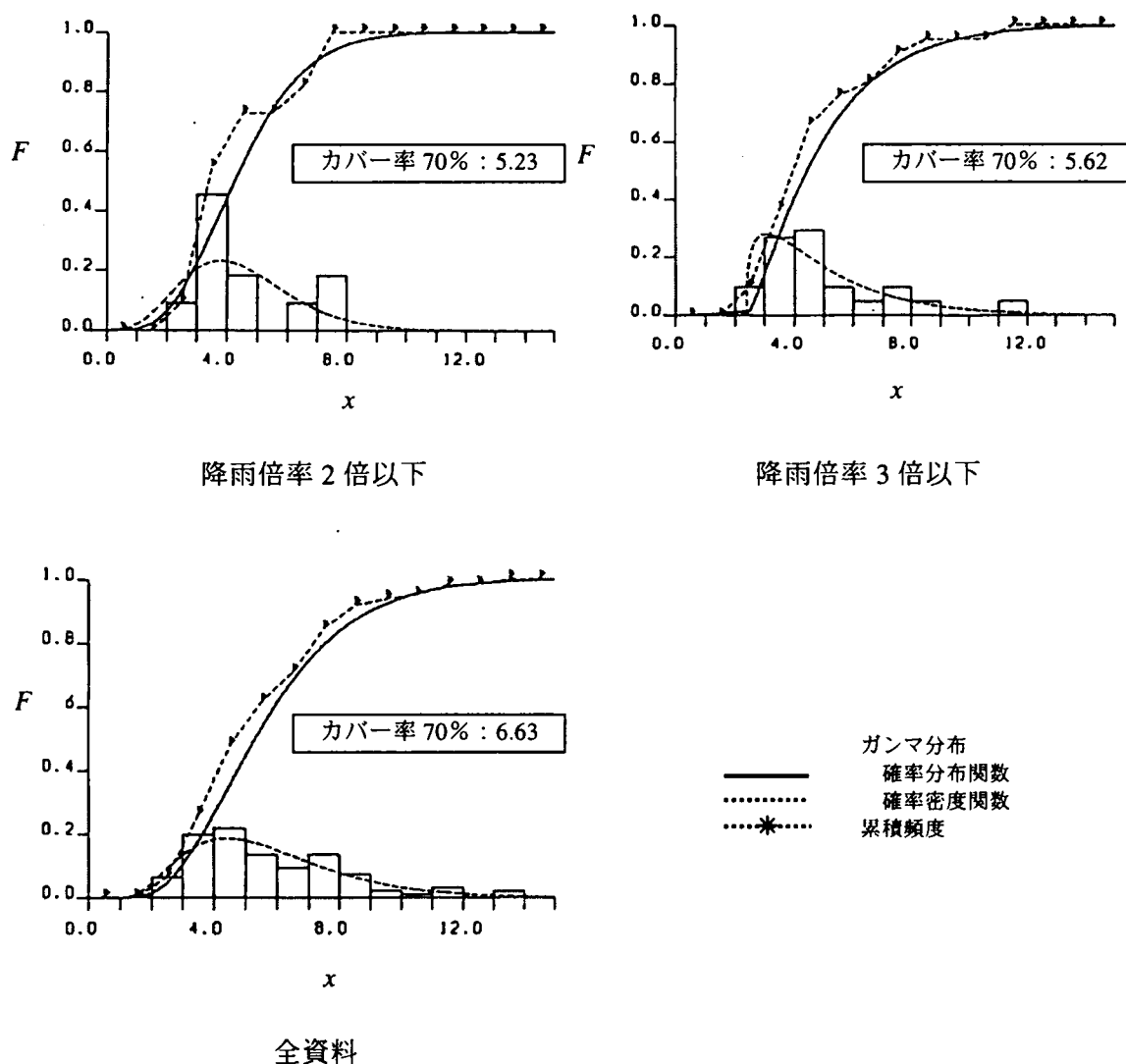


図 2.4.3 基本高水流量群の確率分布

図には、全ての降雨（96 洪水）から算定したピーク流量の頻度分布、降雨倍率が 3 倍以下（39 洪水）、2 倍以下の降雨（11 洪水）に対して算定したピーク流量の 3 種類の結果を示している。それぞれの図中で、実線がガンマ分布の確率分布関数であり、点線が確率密度関数である。

理論確率分布と標本の累積分布とを比較すると、資料数の増加にともなって、両者の適合度が向上する。また、これらのケースで同一の非超過確率（例として 70%）に対するピーク流量を求めた。洪水数が増えるほど、70%ピーク流量値は増加する。

この理由は次のようである。全資料では、実績降雨量が小さく、降雨倍率が大きい降雨波形が含まれる。このような降雨波形を引き伸ばすと、ピーク流量に支配的な短時間雨量に着目すると、再現期間が数百年にも達するような降雨を含む波形となり、降雨倍率 3 倍以下や 2 倍以下の洪水と比較して、ピーク流量の大きい部分における頻度が高くなる。

2.4.4 二変数確率理論を応用した洪水防御施設の危険率の評価

基本高水の不確定性を評価し、洪水防御施設の危険率を推定するためには、(2.28)式で表される確率分布を求める必要がある。

まず、 y の周辺密度関数 $f_2(y)$ は、毎年最大 2 日雨量の T 年確率雨量の信頼区間を表し、正規分布で表現できる。次に、 x の周辺密度関数 $f_1(x)$ に関しては、(2.29)式で $y = \mu_y$ とおくと、

$$f(x|y = \mu_y = y_*) = f_1(x) \quad (2.35)$$

となることから、 y を降雨量の最尤推定値 y_* とした条件付き確率分布となる。この確率分布は、先の基本高水群の確率分布として求めた 3 母数ガンマ分布に相当する。

次に、 T 年確率平面上での 2 日雨量とピーク流量との相関係数が必要である。通常、一級河川の洪水防御計画では、100 年から 200 年程度の再現期間を想定する。洪水の収集年が 100 年程度以下であるわが国の実情を踏まえると、計画で想定する再現期間は、既往最大洪水の再現期間よりも大きい。このため、計画規模における 2 日雨量とピーク流量との相関係数を、実績洪水から推定することはできない。

そこで本章では、条件付き平均を与える(2.30)式を利用してこれを求める。(2.30)式において $y = \mu_y + \sigma_y$ とおけば、

$$E\{x|\mu_y + \sigma_y\} = \mu_x + \rho_{xy}\sigma_x \quad (2.36)$$

したがって、相関係数 ρ_{xy} は、

$$\rho_{xy} = \frac{E\{x|\mu_y + \sigma_y\} - \mu_x}{\sigma_x} \quad (2.37)$$

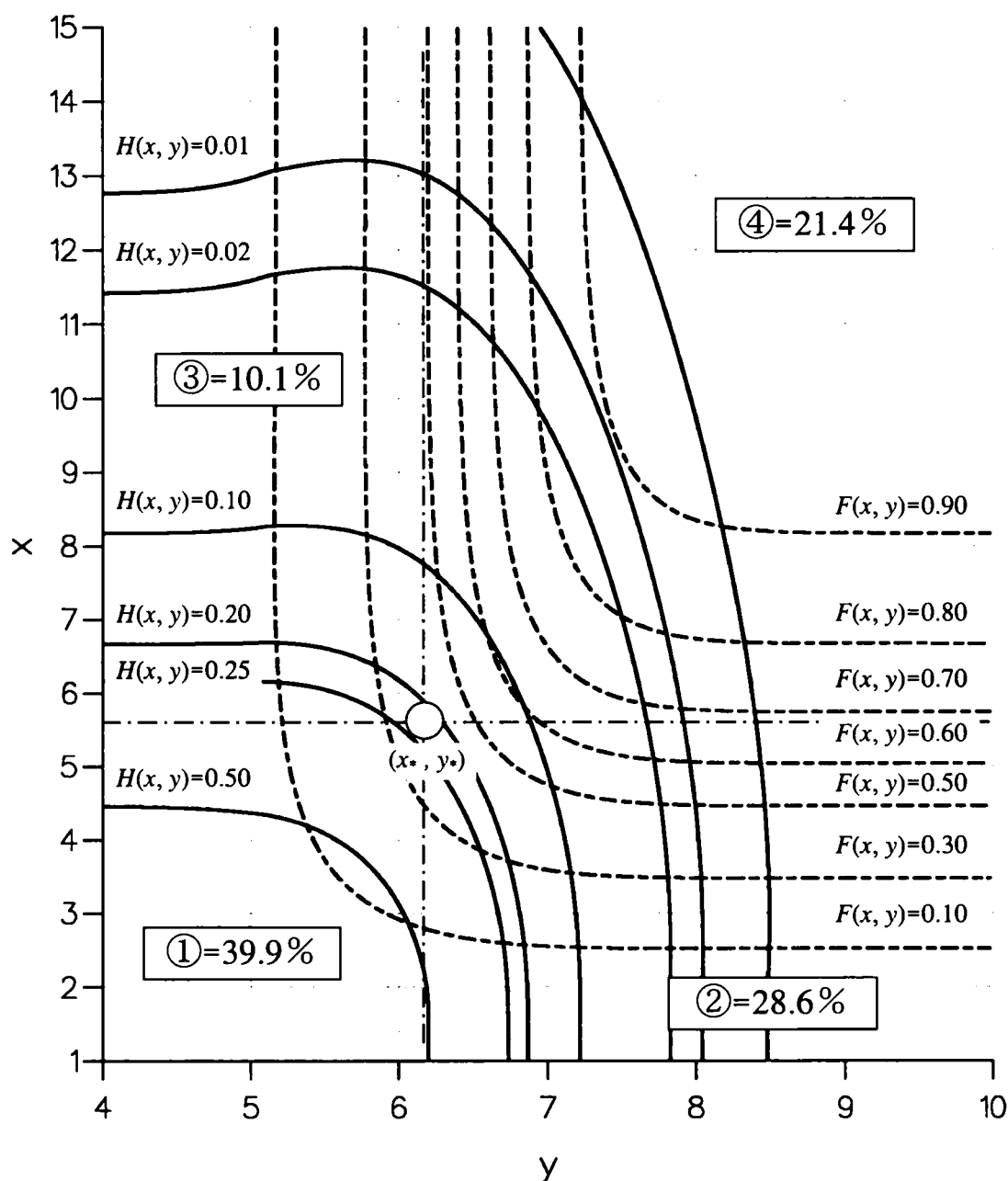


図 2.4.4 T=100 年に対する降雨量と基本高水流量との二次元確率平面図
(x_t のカバー率=70%の場合)

となる。よって、 $E\{x|\mu_y + \sigma_y\}$ を推定し、(2.37)式に代入すれば相関係数が得られる。

ここで、 $E\{x|\mu_y + \sigma_y\}$ は、実際に生起した降雨波形パターンを、実積降雨量が $\mu_y + \sigma_y = 6.2 + 0.8 = 7.0$ になるように引き伸ばす。そして、流出解析を行って得られるピーク流量群の平均値を $E\{x|\mu_y + \sigma_y\}$ とする。

計算に使用する降雨は、①相関をとる際の資料数がある程度必要であること、②降雨倍率が高い降雨波形では、引き伸ばし後の時間分布の短時間雨量確率が著しく大きくなる場合があること、を考慮して、降雨倍率 3 倍以下を対象とした。これらの降雨を用いて相関係数を推定した結果、 $\rho_{xy} = 0.385$ が得られた。

次に、降雨量の信頼区間を表す確率分布と基本高水流量群の確率分布との二変数同時生起確率分布を求めた。図 2.4.4 に、T=100 年の場合の x_* , y_* で分割される①から④の領域の

確率値と、等同時超過確率曲線・等同時非超過確率曲線を示す。図中の実線が等同時超過確率曲線を、破線が等同時非超過確率曲線を表している。

x_* , y_* はそれぞれ、次に示す方法で求めた値である。T=100 年では、降雨量の最尤推定値 y_* は 6.2 となる。次に、実績降雨量が計画降雨量の 6.2 になるように、実績降雨波形を引き伸ばし、流出解析により基本高水流量群を算定する。その後、設定したカバー率に対応する値を基本高水流量 x_* とする。本章では、図 2.4.3 に示した降雨倍率 3 倍以下の洪水波形から得られた基本高水流量群の非超過確率 70%に対応する値である 5.62 を基本高水流量 x_* と設定する。

図 2.4.4 をみると、 $(x_*, y_*) = (5.62, 6.20)$ の点における前述の領域における確率は、以下のとおりである。

① $F(x_*, y_*) = 0.399$

② $F(x_*) - F(x_*, y_*) = 0.286$

③ $F(y_*) - F(x_*, y_*) = 0.101$

④ $H(x_*, y_*) = 0.214$

⑤ $1.0 - F(x_*, y_*) = 0.601$

すなわち、ピーク防御型、貯留型のいずれの施設も安全である確率は 39.9%である。ピーク防御型施設は安全であるが、貯留型施設が危険となる確率は 28.6%である。逆に、ピーク防御型施設は危険であるが、貯留型施設が安全である確率は 10.1%である。そして、いずれの施設も危険となる確率は、21.4%である。

以上のように、降雨の信頼確率を表す確率分布と基本高水流量の確率分布との同時生起確率を推定すれば、洪水防御施設の危険率を評価できる。カバー率 70%を想定したとき、洪水防御施設の危険率は、カバー率の約 3 割である 21%となる。一方、両方の施設がともに安全となる確率は、カバー率の約 6 割である 40%となる。いずれかの施設が危険となる確率は 60%となる。計画上、カバー率を 70%に想定したとしても、いずれかの洪水防御施設が危険となる確率が、60%は残されていることになる。

次に、基本高水のカバー率を 50%、60%、70%、80%と変化させたときの危険率の変化を調べる。それぞれのカバー率に対応するピーク流量値は、図 2.4.3 に示した降雨倍率 3 倍以下のガンマ分布の累積分布から、4.36、4.92、5.62、6.58 となる。これらのピーク流量値に対する①、④および⑤の領域の確率値を図 2.4.5 に示す。

カバー率が増加するとともに、①の領域が増加し、④および⑤の領域が減少する。ピーク防御型施設および貯留型施設のいずれも危険となる領域④の確率は、カバー率 50%で 32%、カバー率 60%で 27%、カバー率 70%で 21%、カバー率 80%で 15%となる。ピーク防御型施設と貯留型施設のいずれもが安全となる①の領域は、カバー率 50%では 30%、カバー率 80%では 45%である。ピーク防御型、貯留型のいずれかの施設が危険となる⑤の確率は、カバー率 50%で 70%、カバー率 60%で 65%、カバー率 70%で 60%、カバー率 80%で 56%である。

洪水防御計画のカバー率は、例えばその値を 80%とすると、洪水のうち 80%はカバーしている、すなわち、洪水防御計画上は、施設の安全度として 80%を想定していると考えていることになる。また、20%はカバーしきれない洪水があることから、危険率を 20%と想

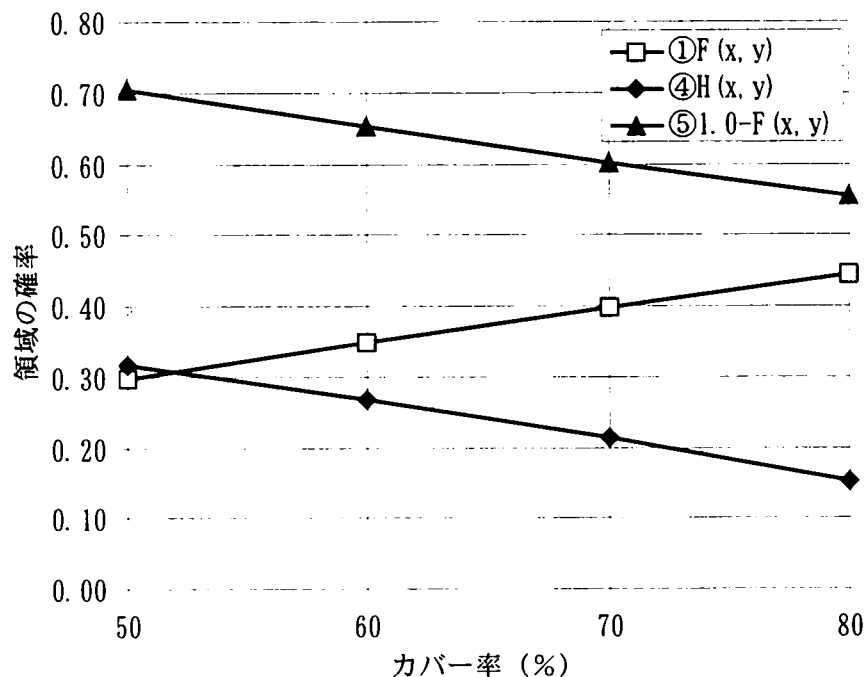


図 2.4.5 カバー率の違いによる確率値の変化

定しているとも考えることもできる。

一方、ピーク防御型あるいは貯留型のいずれの施設も安全となる確率は、図 2.4.5 から高々45%程度であることから、当初想定した安全度に対して低い値となる。また、ピーク防御型あるいは貯留型のうち、いずれかの施設が危険となる 56%であるから、危険率を20%と想定したとしても、実際には、それよりも大きな危険率を持った計画となっていると言える。

本章では、基本高水流量の不確定性を統計学的に評価し、洪水防御施設の危険率の推定手法を提案した。この手法は、計画量が設定された後の事後評価を行うものであり、計画量自身を適切に定めるためのものではない。このためには、本章で提案した以外の、施設整備に必要な事業費や社会的な損失を表す被害額等の指標を導入する等、異なるアプローチから手法を構築する必要があると考える。

2.5 結論

本章では、洪水防御計画で定められた再現期間をもつ計画降雨量から、基本高水が設定されたとき、そのピーク流量（基本高水流量）のもつ不確定性を評価し、洪水防御施設の危険率を推定する手法を提案した。本章で得られた結果は以下のとおりである。

- ①年最大流量と年最大2日雨量の最尤推定値に対する信頼区間を求めた結果、年最大流量で24%、年最大2日雨量で13%となることがわかった。
- ②T=100年に対する計画2日雨量と基本高水流量を設定し、洪水防御施設の危険率を求めた。70%のカバー率で基本高水を設定した場合、降雨および流量のいずれについても計画値を下回る確率は、39.9%であった。逆に、いずれについても計画値を上回る確率は、21.4%であった。

- ③基本高水のカバー率を 50%から 80%に変化させ、洪水防御施設の危険率を求めた結果、カバー率の増加にともなって危険率は減少した。カバー率 50%で危険率は 31.6%、カバー率 80%で 15.3%となった。カバー率を 80%としてもなお、15%の危険率を有している。
- ④カバー率を 80%と想定しても、洪水防御施設が安全となる確率は、高々45%程度であり、当初想定したカバー率に対して低い値となる。このとき、堤防や河道などのピーク防御型、ダムや遊水池のような貯留型施設のいずれかの洪水防御施設が危険となる確率は 56%である。カバー率 80%のとき、20%を計画上の想定危険率と考えると、実際には、それよりも大きな危険率を持った計画となっていると言える。
- ⑤本章で提案した評価手法は、計画量の事後評価モデルというべきものである。基本高水流量を適切に設定するための情報を与えるものではないが、計画で定められた基本高水流量に対する洪水防御施設の危険率を、定量的に評価できることに意義があると言える。

参考文献

- 神田 徹・藤田睦博：(社)土木学会編 新体系土木工学 26 水文学－確率論的手法とその応用－、技報堂、p.38.
- 建設省河川局監修、(社)日本河川協会編(1997)：改訂新版 建設省河川砂防技術基準(案) 同解説 計画編、山海堂、p.16.
- 端野道夫(1976)：最尤法による対数正規分布の実用的定数推定法とその応用例、土木学会 水理講演会論文集、Vol.20, pp.29-34.
- 端野道夫・金光泰秀・西田佳生・西岡昌秋(1992)：多峰降雨モデルによる計画高水の決定法(続報)、水文・水資源学会研究発表会要旨集、pp.276-279.

第3章 季節変動をもつ水文時系列の確率特性に関する研究

3.1 目的

水文頻度解析において扱う標本の考え方は大きく分けて、図 3.1.1 に示すように、極値系列 (extreme value series) と閾値超過系列 (partial duration series, PDS または peaks-over-threshold, POT) とに分類される。わが国の洪水防御計画でよく用いられてきたのは、極値系列のうちの毎年最大値系列 (annual maximum series, AMS) である。

閾値超過系列 (PDS) を対象とした水文頻度解析に関して、海外において比較的多くの研究事例がある(例えば、

Cunnane, 1973, 1979; Rosbjerg, 1985; Rasmussen, 2001)。わが国においても、近年では、毎年最大値系列 (AMS) に加え、閾値超過系列 (PDS) を対象とした水文頻度解析がおこなわれるようになってきている(星, 1998; 田中・宝, 2001)。PDS による水文頻度解析を行う場合、閾値の設定方法が問題となる。これについては、1 年間の事象の平均生起数が 1.65 以上あれば、指数分布による PDS 解析が Gumbel 分布による AMS 解析よりも精度が高いとされている(Cunnane, 1973, 1989)。これは、事象の発生過程として定常ポアソン過程を仮定し、PDS の事象の大きさが指数分布にしたがう場合、AMS が Gumbel 分布にしたがうという理論にもとづいている。

本論文では、

- ①これまでのように、AMS を水文頻度解析に用いられることが妥当かどうか
- ②AMS の代わりに PDS を用いた方が良いとしても、そのときの AMS と PDS の Poisson 過程に基づく理論的関係をそのまま用いてよいのかどうか

という点について、数値実験により明らかにすることを目的としている。これらの目的から、本章では、わが国の実河川流域における雨量・流量といった水文量を解析データとした。ここでは、わが国の洪水や豪雨のような水文事象の発生過程は、季節性を持ち、上記のポアソン過程とは異なることを示し、このような事象に対する PDS 法と AMS 法との比較検討を行った。この結果、わが国の豪雨や洪水といった明確な季節性をもつ水文事象に対して、単純に AMS を抽出し、一般化極値 (GEV) 分布をあてはめて確率水文量を推定する場合、過大な確率水文量が求められる可能性が高いことを示した。

まず、洪水ピークと豪雨の生起時間間隔を統計解析した。これらの発生過程は、季節性を持ち、GEV 分布導出で仮定されるポアソン過程とは異なることを示す。さらに、実測の生起時間間隔と水文量のそれぞれにあてはめた確率分布にもとづくモンテカルロシミュレーションによる数値実験を行った。この実験では、発生させた PDS から AMS を抽出し、

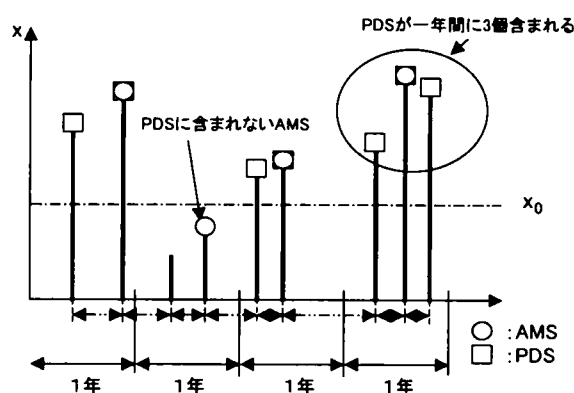


図 3.1.1 PDS と AMS との関係

PDS と AMS に関する水文頻度解析を行い、確率水文量や確率分布の母数の比較を行った。このとき、生起時間間隔の分布として、季節性がないポアソン過程にしたがう指数分布と、季節性を考慮した経験分布を考えることとした。

以下、本章において示されるように、わが国の豪雨や洪水といった明確な季節性をもつ水文事象に対して、単純に AMS を抽出し、一般化極値 (GEV) 分布をあてはめて確率水文量を推定する場合、過大な確率水文量が求められる可能性が高い。ただし、閾値を超過する事象の一年間の平均生起個数が 4 個程度以上であるか、もしくは AMS 法と PDS 法による確率水文量の結果が一致する場合には、AMS に一般化極値 (GEV) 分布を適用して精度の良い確率水文量が得られる可能性が高い。

3.2 閾値超過系列に関する統計理論

3.2.1 生起時間間隔

閾値超過系列の発生に対しては、その事象が生起する間隔を再現する必要がある。この生起間隔が期間 t を超えない確率を $P\{T < t\} = F(t)$ とする。希な事象の生起間隔と生起個数については、ポアソン過程が成立するといわれている。単位時間内における事象の発生率を λ としたとき、ある期間 t における事象の生起個数 N は、平均値を λt とするポアソン分布

$$P\{N = n\} = \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!} \quad (3.1)$$

にしたがい、事象の生起間隔は、平均値を $1/\lambda$ とする指数分布

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad (3.2)$$

にしたがうというものである(伊藤・亀田、1977)。

3.2.2 事象の大きさの確率分布

(1) PDS と AMS との関係

ポアソン過程にしたがう事象において発生率を λ とすると、期間 t に生起する事象の生起個数の期待値は λt となる。これを水文事象にあてはめて考える。期間として一年をとると、一年間の事象の生起数の期待値は λ となり、一年間に生起する水文事象の生起個数の分布は、(3.1)式において $t=1$ としたポアソン分布にしたがう。また、閾値 x_0 を超え、 $X \leq x$ となる事象の確率を $G(x) = P\{X \leq x | x \geq x_0\}$ とすると、この事象の発生率 λ_x は、

$$\lambda_x = \lambda \{1 - G(x)\} \quad (3.3)$$

となり、生起個数 N' の確率分布も発生率 λ_x のポアソン分布にしたがい、

$$P\{N = n\} = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!} \quad (3.4)$$

となる。

次に、この事象に対応する毎年最大値の確率分布(cdf)を $F_a(x) = P\{X \leq x\}$ とする。 $F_a(x)$ は一年間を通じて x を超えない確率を表す。したがって、(3.4)式において $n=0$ とおけば、(3.3)式を考慮して

$$F_a(x) = \exp\{-\lambda(1 - G(x))\} \quad (3.5)$$

が得られる(Stedinger, et al., 1993; 星, 1998)。

AMS の再現期間を T_a 、PDS より得られる再現期間を T_p とすると、 T_a と T_p との関係は、

$$\frac{1}{T_a} = 1 - \exp[-\lambda\{1 - G(x)\}] = 1 - \exp\left(-\frac{1}{T_p}\right) \quad (3.6)$$

で表される。

(2) 事象の大きさの確率分布

PDS の水文量には一般化パレート (GP) 分布、AMS の水文量には一般化極値 (GEV) 分布が適合すると言われている。ある閾値を超過する事象の水文量に対して GP 分布を仮定し、その発生過程がポアソン過程にしたがう場合、その系列から得られる AMS は GEV 分布にしたがうことが理論的に求められる(Stedinger, et al., 1993)。すなわち、一般化パレート分布

$$G(x) = 1 - \left[1 - \frac{\kappa}{a}(x - x_0)\right]^{\frac{1}{\kappa}} \quad (3.7)$$

ただし、

$$\kappa < 0, x_0 \leq x < \infty$$

$$\kappa > 0, x_0 \leq x \leq x_0 + a/\kappa$$

κ : 形状母数、 a : 尺度母数、 x_0 : 位置母数

を(3.5)式に代入すると、GEV 分布が求められる。

$$\begin{aligned} F_a(x) &= \exp\left[-\lambda\left\{1 - \frac{\kappa}{a}(x - x_0)\right\}^{\frac{1}{\kappa}}\right] \\ &= \exp\left[-\left\{1 - \frac{\kappa}{a_a}(x - c)\right\}^{\frac{1}{\kappa}}\right] \end{aligned} \quad (3.8)$$

ただし、

$$\begin{aligned} \kappa < 0, c + a_\kappa / \kappa < x \\ \kappa > 0, x < c + a_\kappa / \kappa \\ \kappa: \text{形状母数、} a_\kappa: \text{尺度母数、} c: \text{位置母数} \end{aligned}$$

GP 分布と GEV 分布の母数の関係は、

$$\left. \begin{aligned} a_\kappa &= a\lambda^{-\kappa} \\ c &= x_0 + \frac{a}{\kappa}(1 - \lambda^{-\kappa}) \end{aligned} \right\} \quad (3.9)$$

(3.7)式および(3.8)式において、 $\kappa = 0$ の場合は、(3.7)式の GP 分布が指数分布

$$G(x) = 1 - \exp\left\{-\frac{1}{a}(x - x_0)\right\} \quad (3.10)$$

となり、(3.8)式の GEV 分布が Gumbel 分布

$$F_\kappa(x) = \exp\left\{-\exp\left(-\frac{x - c}{a}\right)\right\} \quad (3.11)$$

となる。母数の関係は、

$$c = x_0 + a \ln(\lambda) \quad (3.12)$$

3.3 資料の概要と統計解析

3.3.1 使用する水文量

本研究では、洪水防御計画における水文頻度解析を想定し、河川流域における流域平均 2 日雨量と洪水ピーク流量を用いる。

(1) 流域平均 2 日雨量

わが国のある河川の基準地点上流域の 43 年間にわたる流域平均 2 日雨量(日単位雨量を用いてティーセン法により算定)を用いた。

流域内の代表的な 3 つの観測所を選定し、日雨量が 100mm を超える降雨事象もしくは時間雨量が 30mm を超える一連の降雨事象を収集した。PDS 解析を行うため、年間第 2 位以下の降雨が含まれるように、1 年間に少なくとも 5 つの事象を収集することにより合計 485 事象を収集した。その際、降雨が 3 日以上連続する事象の場合、その中で最大の 2 日雨量を採用した。すなわち、 $\Delta d \geq 1.0$ となるようにした。

これらの雨量資料は、ある観測所における時間単位の雨量が大きいものの、観測所地点

の総雨量や流域平均単位での総雨量でみた場合には、非常に小さい降雨となる場合がある。このため、これらの雨量資料から、ある閾値以上の降雨資料を抽出した。閾値は、PDS 法と AMS 法との比較検討を実施する観点から、流域平均 2 日雨量の毎年最大値資料の最小値とした。このようにすると、PDS に含まれない AMS がないこととなる。この結果、合計 174 個の降雨資料を得た。

(2) ピーク流量

ピーク流量は、湿润温帯地域の、ある河川流域における雨量データを用いて、流出モデルにより変換した流量模擬系列から求めた。

雨量データは以下のようにして収集した。流域内の降雨分布を代表すると考えられる雨量観測所を選定し、これらの観測所における年間第 3 位までの雨量資料を 46 年間収集した。さらに、水系内の基準地点における流量観測資料や水位資料を参考に、年間第 3 位程度までの流量を生起させる降雨事象を包含しているかチェックした。年間第 3 位程度までを選定するのは、PDS 解析を行うため、年間第 2 位以下の洪水も含まれるようにするためである。

流出モデルは貯留関数法を使用した。水系内基準地点において選定した複数の洪水を対象に、基準地点の観測流量と計算流量とを比較し、モデル定数の妥当性を検証した。このモデル定数は全ての事象に対して一定値を与えた。流出解析から得られる流量時系列の最大値をピーク流量として抽出した。

3.3.2 統計的特性

流域平均 2 日雨量およびピーク流量の資料に関する統計的特性をそれぞれ表 3.3.1、表 3.3.3、および表 3.3.2、表 3.3.4 に示す。

ある事象 i の生起日を d_i 、その次の事象 $i+1$ の生起日を d_{i+1} とした場合、時間間隔 $\Delta d_i = d_{i+1} - d_i$ を“生起時間間隔”と呼ぶ。ここで用いた流域平均 2 日雨量の場合は、降雨の始まりと終わりの時刻が分かっているので、その中央時刻を d_i とした。図 3.3.1 は生起時間間隔を月別に集計し、その平均値、最大値および最小値を示している。11 月の最小値は 120 日、最大値は 260 日であることから、11 月に生起した豪雨の次の豪雨は、その年の 12 月および翌年の 1 月には生起しない。

図 3.3.2 はピーク流量の生起時間間隔を月別に集計し、その平均値、最大値および最小値を示している。10 月の最大値は 260 日、最小値は 110 日であることから、10 月に生起した洪水の次の洪水は、その年の 11 月、12 月には生起しない。

表 3. 3. 1 流域平均 2 日雨量の統計的特性

	平均	標準 偏差	ひずみ 係数
雨量 (PDS)	177.8 mm	79.9 mm	1.689
雨量 (AMS)	259.7 mm	99.6 mm	0.811
生起 間隔	89 日	104 日	1.328
年間 生起数	4.05 個	—	—

表 3. 3. 2 ピーク流量の統計的特性

	平均	標準 偏差	ひずみ 係数
ピーク 流量 (PDS)	1655 m ³ /s	1077 m ³ /s	0.987
ピーク 流量 (AMS)	2385 m ³ /s	1127 m ³ /s	0.433
生起 間隔	141 日	134 日	0.634
年間 生起数	2.54 個	—	—

表 3. 3. 3 月別の生起個数(流域平均 2 日雨量)

月	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月
個数	0	1	2	14	7	27
月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
個数	24	45	39	10	5	0

表 3. 3. 4 月別の生起個数(ピーク流量)

月	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月
個数	0	1	2	8	4	27
月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
個数	24	20	23	7	0	1

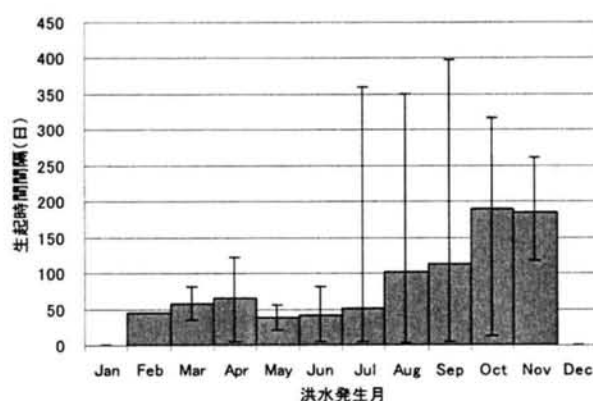


図 3. 3. 1 2 日雨量に関する生起時間間隔の統計量(最大値および最小値の範囲を併記)

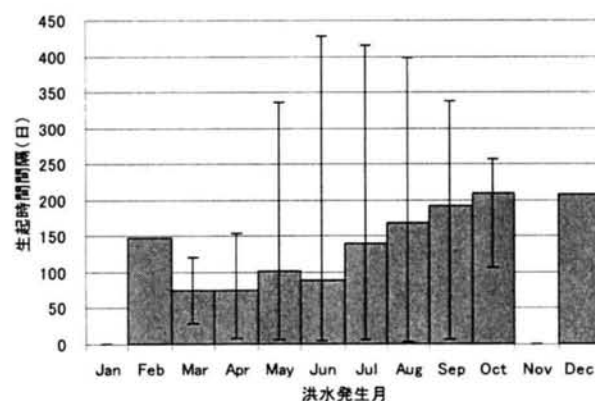


図 3. 3. 2 ピーク流量に関する生起時間間隔の統計量(最大値および最小値の範囲を表示)

3. 3. 3 生起時間間隔の確率分布

流域平均 2 日雨量とピーク流量の生起時間間隔 Δd の頻度分布に指数分布をあてはめた結果を図 3.3.3 および図 3.3.4 に示す。次の水文事象までの生起時間間隔であることから、

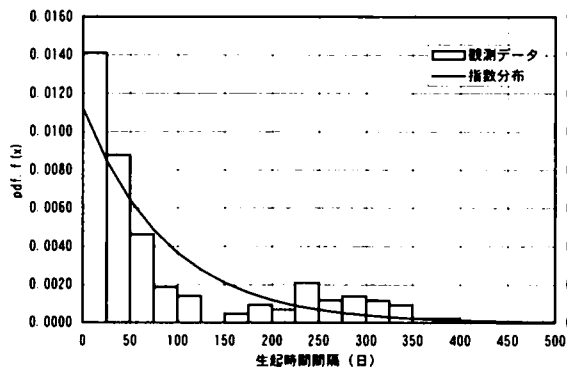


図 3.3.3 2 日雨量に関する生起時間間隔の
頻度分布

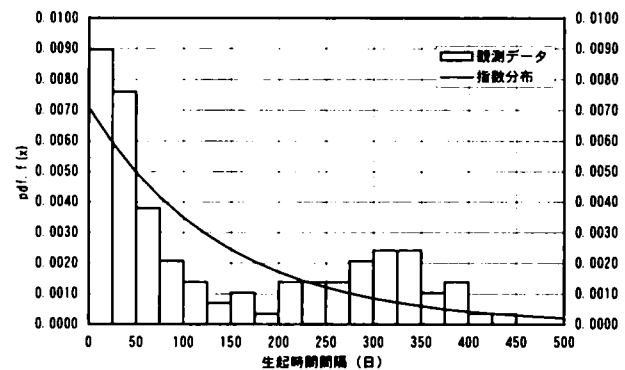


図 3.3.4 ピーク流量に関する生起時間間隔
の頻度分布

ここに図示する事象の数は、(もとの事象数-1) 個となる。流域平均 2 日雨量、ピーク流量ともに、300 日付近で極大値をもつような分布形となっており、単調減少の指数分布とはならないことがわかる。なお、3.3.1 で述べたように $\Delta d \geq 1.0$ であるが、ここでは $\Delta d \geq 0$ としている。 $0 \leq \Delta d \leq 1$ となるのは、流域平均 2 日雨量で約 1%、ピーク流量で約 0.6% である。

3.3.4 生起時間間隔と水文量の大きさの相関関係

(1) 流域平均 2 日雨量

生起時間間隔と流域平均 2 日雨量との相関係数を図 3.3.5 に示す。図中の棒グラフは相関係数（値は左側の縦軸で表示）を、◆のプロットはデータの個数（値は右側の縦軸で表示）を示す。横軸は事象の発生した月を表す。ただし、最も左側に示す値は 173 個全てのデータに関する結果を示す。173 個全体での相関係数は -0.005 であり、流域平均 2 日雨量の大きさと生起時間間隔との間に相関はないと言える。

(2) ピーク流量

ピーク流量について同様に整理した結果を図 3.3.6 に示す。全洪水(116 個)の相関係数は 0.291 であり、流域平均 2 日雨量よりもわずかに相関係数は大きい。生起時間間隔とピーク流量との相関関係は無いと言える。月別にみた場合には、5 月に発生した洪水の生起時間間隔とピーク流量との相関係数が 0.967 とみかけ上高い値を示すが、このときのデータ個数は 4 個である。

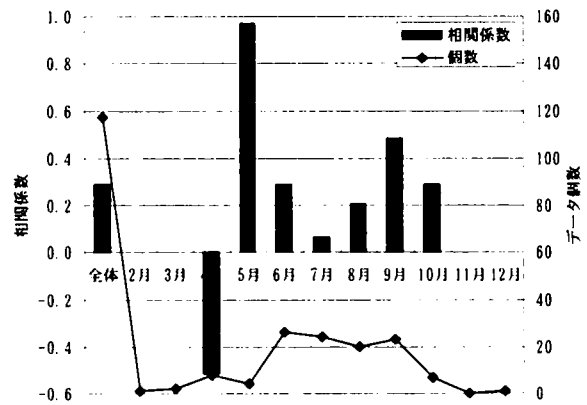
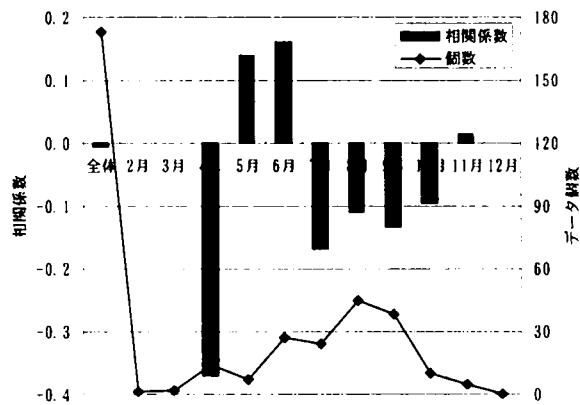


図 3.3.5 生起時間間隔と流域平均 2 日雨量の相関係数 (◆：相関係数を算定したデータ個数)

図 3.3.6 生起時間間隔とピーク流量の相関係数 (◆：相関係数を算定したデータ個数)

3.3.5 水文量の確率分布

(1) PDS 解析

収集した 174 個の流域平均 2 日雨量を標本として、3 母数 (GP 分布) を、 L 積率法によりあてはめた。適合度の指標である SLSC (standard least-squares criterion) は、0.03 以下の場合、標本と理論値との適合度が良いことが知られている (宝, 1998)。表 3.4.1 に示すように、GP 分布は SLSC が 0.018 であることから、標本との適合度が高いことが分かる。ピーク流量についても GP 分布の SLSC は 0.017 であり適合度が高い (表 3.4.2 参照)。

(2) AMS 解析

流域平均 2 日雨量の PDS から AMS (43 個) を抽出し、水文頻度解析を行った (表 3.4.3)。GEV 分布 (L 積率法) の適合度 SLSC は 0.028 であり、標本との適合度が良好であることを示している。

ピーク流量についても同様に GEV 分布の SLSC は 0.024 であり、標本との適合度が良好である (表 3.4.4)。

3.4 モンテカルロシミュレーションによる PDS 法と AMS 法の比較

3.4.1 生起時間間隔の分布モデル

ポアソン過程にしたがって発生する事象の生起時間間隔は、指数分布にしたがうことが知られている。しかし、ここで用いた豪雨や洪水の事象の生起時間間隔は、30 日以下と 300 日付近で極大値をもち、単調減少の指数分布とはならない。さらに、豪雨では 12 月から 3 月に、洪水では 11 月から 3 月に、それぞれの事象の生起数が、他の月と比較して少ないという季節性が見られる。本研究では、生起時間間隔の季節性に着目し、以下の 3 つの生起時間間隔の分布を考え比較する。

- ① 指数分布にしたがうと考える (季節性がない)
- ② 季節性を配慮した経験分布にしたがうと考える
- ③ 経験分布にしたがうと考えるが季節性を考えない

表 3. 4. 1 PDS の水文頻度解析結果
(流域平均 2 日雨量)

分布形	母数 推定法	SLSC	100 年 確率 水文量
GP	L 積率法	0.018	560.2 mm
対数ピ アソン Ⅲ型	対数標本 の積率法	0.031	665.7 mm
対数 正規	石原・高 瀬法	0.045	585.4 mm
対数 正規	岩井法	0.039	611.7 mm

表 3. 4. 2 PDS の水文頻度解析結果
(ピーク流量)

分布形	母数 推定法	SLSC	100 年 確率 水文量
GP	L 積率法	0.017	5120 m ³ /s
対数ピ アソン Ⅲ型	対数標本 の積率法	0.016	6182 m ³ /s
対数 正規	石原・高 瀬法	0.028	5775 m ³ /s
対数 正規	岩井法	0.020	7416 m ³ /s

表 3. 4. 3 AMS の水文頻度解析結果
(流域平均 2 日雨量)

分布形	母数 推定法	SLSC	100 年 確率 水文量
GEV	L 積率	0.028	549.3 mm
Gumbel	L 積率	0.023	580.5 mm
対数ピ アソン Ⅲ型	対数標本 の積率法	0.023	551.2 mm
対数 正規	石原・高 瀬法	0.025	563.2 mm
対数 正規	岩井法	0.022	543.8 mm

表 3. 4. 4 AMS の水文頻度解析結果
(ピーク流量)

分布形	母数 推定法	SLSC	100 年 確率 水文量
GEV	L 積率	0.024	5645 m ³ /s
Gumbel	L 積率	0.032	6141 m ³ /s
対数ピ アソン Ⅲ型	対数標本 の積率法	0.024	5763 m ³ /s
対数 正規	石原・高 瀬法	0.027	5438 m ³ /s
対数 正規	岩井法	0.027	6201 m ³ /s

3. 4. 2 水文量の大きさの確率分布モデル

水文量の大きさの確率分布は、PDS に対しては GP 分布で良好に表されることがわかった。このことから、水文量の大きさは、それぞれの資料から推定される母数をもつ GP 分布にしたがって発生させる。また、生起時間間隔と事象の大きさとの間には相関関係がみられないことから独立であると仮定し、それぞれの分布にしたがうように独立に発生させる。

3.4.3 シミュレーションの方法

シミュレーションは以下のように行った。

(1) 生起時間間隔が指数分布にしたがう場合

手順 1)

生起時間間隔の分布 ($F_i(t)$ と表す)、すなわち指数分布にしたがう乱数を $(n-1)$ 個発生させ、生起時間間隔 t を算定する。

手順 2)

事象の大きさの分布 ($F_p(x_p)$ と表す)、すなわち GP 分布にしたがう乱数を n 個発生させる。

手順 3)

手順 1) から手順 2) の手順を m 回繰り返して行う。

(2) 季節性を配慮した生起時間間隔の経験分布にしたがう場合

生起時間間隔が季節性をもつと考える場合には、月別に生起時間間隔の分布が異なる。このため、初期値、すなわち 1 個目の事象の生起日より、それ以降の事象の生起日が異なる。したがって、初期値を月別の発生個数の経験分布にしたがって発生させる必要がある。シミュレーションの手順は以下のとおりである。

手順 1)

一様乱数を 1 個発生させ、豪雨の場合は表 3.3.3 に、洪水の場合は表 3.3.4 に示した月別の事象の生起個数の累積分布に応じた日数 (t_0 日) を求める。計算開始日から数えて t_0 日後を 1 個目の事象の生起日とする。

手順 2)

生起時間間隔の月別の経験分布にしたがうように、2 個目以降の事象を発生させる。ただし、事象の生起日が標本の経験分布では発生していない月（例えば流域平均 2 日雨量では 1 月と 12 月）になる場合、その乱数は用いないこととした。これは、事象の発生しない月に生起する場合、その次の事象を発生させることができないためである。

手順 3)

事象の大きさの発生方法は(1)の手順 2)と同様である。

手順 4)

手順 1) から手順 3) を m 回繰り返す。

(3) 生起時間間隔が季節性を考慮しない経験分布にしたがう場合

上記の(1)手順 1)における指数分布のかわりに生起時間間隔の経験分布を採用し、これにしたがうような乱数を発生させる。あとの手順は(1)と同様である。

乱数の発生組数は $m=100$ とし、乱数の発生個数は $n=10000$ とした。

ただし、(1)と(2)については、流域平均 2 日雨量に対しては $n=400$ 、ピーク流量に対しては $n=200$ のケースを追加した。1 年間に生起する事象の平均は、流域平均 2 日雨量の場合

4.05 個、ピーク流量の場合 2.54 個である。したがって、発生させた 10000 個のデータから抽出した毎年最大値系列の大きさが、流域平均 2 日雨量の場合は 100 個程度、ピーク流量の場合は 80 個程度得られる。これらのケースは、毎年最大値系列を用いた水文頻度解析を行う場合、今日我々が得ることのできる標本の大きさを想定したものである。

ある分布にしたがう乱数を発生させる場合、一様乱数を発生させて得られた 0 から 1 までの乱数系列から、所定の確率分布の逆関数を用いて変換する。本研究では、一様乱数の発生は、富士通科学用サブルーチンライブラリ SSL II の、Lehmer による合同法による手法を採用したサブルーチン「RANU2」を用いた。

3.5 水文頻度解析の結果

3.5.1 記号の説明

本章では、水文量等の記号を以下のように記述する。

$x_{o,pds}$: 収集した PDS の観測データ系列

$x_{o,ams}$: $x_{o,pds}$ から抽出した AMS

$x_{r,pds}$: GP 分布にしたがう乱数を発生させて得られた PDS

$x_{r,ams}$: $x_{r,pds}$ から抽出した AMS

$GP_{o,pds}$: $x_{o,pds}$ にあてはめた GP 分布

$GP_{r,pds}$: $x_{r,pds}$ にあてはめた GP 分布

$GEV_{o,ams}$: $x_{o,ams}$ にあてはめた GEV 分布

$GEV_{r,ams}$: $x_{r,ams}$ にあてはめた GEV 分布

$\hat{x}_{r,100}$: $x_{r,ams}$ のプロットティングポジションから内挿により推定した 100 年確率水文量

$\hat{x}_{g,100}$: $x_{r,ams}$ にあてはめた GEV 分布より推定される 100 年確率水文量

3.5.2 流域平均 2 日雨量

(1) 確率紙での比較

1) 生起時間間隔が指数分布にしたがう場合

図 3.5.1 は 174 個の $x_{o,pds}$ (+) と、 $x_{o,pds}$ にあてはめた GP 分布 $GP_{o,pds}$ (実線) および 10000 個の乱数を発生させて得られた $x_{r,pds}$ (○) とを Gumbel 確率紙にプロットした結果である。プロットティングポジションは Cunnane 公式

$$F_i = \frac{i - \alpha}{n + 1 - 2\alpha} \quad (3.13)$$

ただし、

n : データ数

i : 資料を小さい方から並べたときの順位

$\alpha = 0.4$

を用いた。 $GP_{o,pds}$ と $x_{r,pds}$ とはよく一致しており、乱数発生精度が高いことを示している。

発生させた10000個の $x_{r,pds}$ から抽出した AMS $x_{r,ams}$ に GEV 分布を適合させた。 $m=1$ の結果を Gumbel 確率紙にプロットした(図 3.5.2 参照)。10000 個の PDS に対して、乱数の発生組により AMS の個数は異なる。100 組の PDS に対して、AMS 個数の平均値は 2439 であった。図 3.5.2 に示した $m=1$ の場合は 2429 個である。 $x_{o,ams}$ (+)、 $x_{r,ams}$ (○)、 $GEV_{o,ams}$ (破線)、 $GEV_{r,ams}$ (実線)の4つの分布は全般的に一致している。

図 3.3.3 に示したように、生起時間間隔を指数分布にしたがい発生させた場合、次

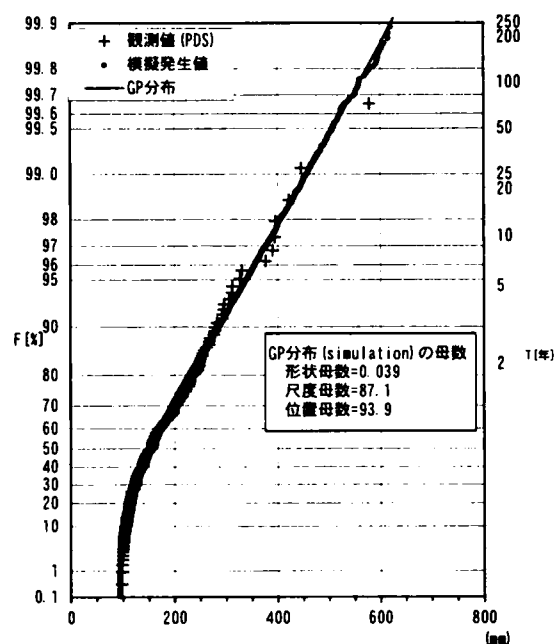


図 3.5.1 PDS の観測値にあてはめた GP 分布と発生した系列

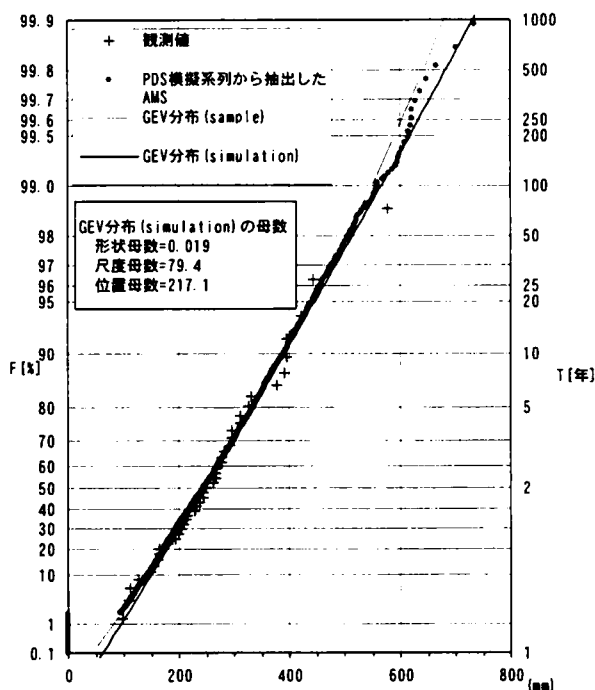


図 3.5.2 AMS の観測値にあてはめた GEV 分布と PDS (模擬系列) から抽出した AMS にあてはめた GEV 分布の例 (生起時間間隔が指数分布にしたがう場合)

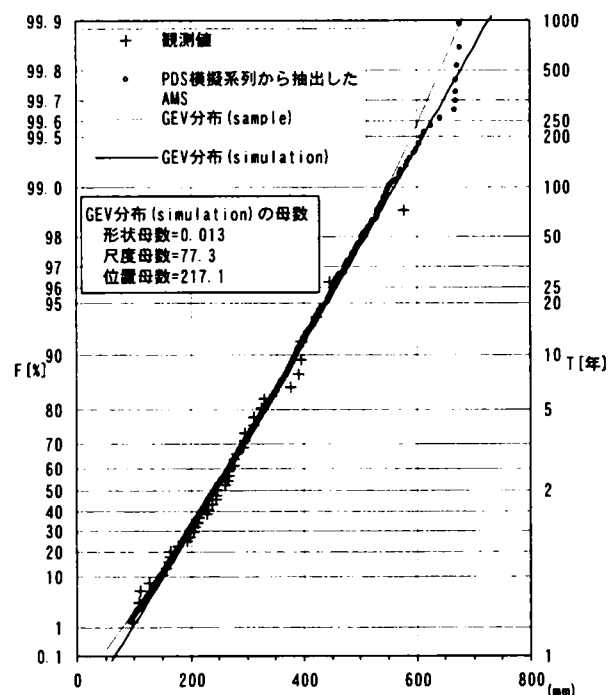


図 3.5.3 AMS の観測値にあてはめた GEV 分布と PDS (模擬系列) から抽出した AMS にあてはめた GEV 分布の例 (季節性を考慮した経験分布に生起時間間隔がしたがう場合)

の豪雨までの時間間隔が 1 年以上となる場合が約 2% ある。生起時間間隔が 1 年以上となる場合に、豪雨が生起しない年が発生する。この豪雨の発生していない年の毎年最大値を 0mm とした。生起時間間隔が 1 年以上となり豪雨が発生しない年は、100 回のシミュレー

ションで平均すると、2400 年程度のうち 40 年程度であった。 $x_{r,ams}$ が 0mm となるところでの $x_{o,ams}$ との一致度は低い。

2) 生起時間間隔が季節性を考慮した経験分布にしたがう場合

$x_{r,pds}$ から抽出した AMS $x_{r,ams}$ に GEV 分布を適合させ、 $m=1$ の場合を Gumbel 確率紙にプロットした結果を図 3.5.3 に示す。10000 個の PDS に対して、AMS の個数の平均値は 2463 個であった。この方法によると、①とは異なり、生起時間間隔が一年以上になることがないため、豪雨は毎年発生する。また、 $x_{o,ams}$ 、 $x_{r,ams}$ 、 $GEV_{o,ams}$ 、 $GEV_{r,ams}$ の 4 つの分布は、 $x_{o,ams}$ の最大値である 578mm 以下の範囲でよく一致している。

(2) 形状母数の比較

生起時間間隔が指数分布にしたがう場合について、 $GP_{r,pds}$ の形状母数と $GEV_{r,ams}$ の形状母数の比較を行った結果を図 3.5.4 に示す。 $GP_{o,pds}$ の形状母数 $\kappa = 0.0390$ 、 $GEV_{o,ams}$ の形状母数 $\kappa = 0.0707$ である。GP 分布および GEV 分布のいずれの形状母数についても、標本での推定値(破線の交点)を中心として、その周りに分布している。 $n=400$ の場合には、 $n=10000$ の場合と比較してばらつきの度合いが大きい。GEV 分布は、形状母数が正のとき上側有界であり、標本から推定した $GEV_{o,ams}$ のように、Gumbel 確率紙上では下に凸の形状となる。 $n=400$ のとき、 $GEV_{r,ams}$ の形状母数が負となる場合がある。このことは、 $GEV_{r,ams}$ の形状が $GEV_{o,ams}$ とは異なる場合があることを示している。

生起時間間隔が、季節性を考慮した経験分布にしたがう場合について、同様に比較した結果を図 3.5.5 に示す。図 3.5.4 とは異なり、シミュレーションによる形状母数は、標本での推定値を中心としたばらつきを示さない。

(3) 100 年確率水文量の比較

生起時間間隔が指数分布にしたがう場合について、 $GP_{r,pds}$ および $GEV_{r,ams}$ のそれぞれの 100 年確率水文量を推定した結果を図 3.5.6 に示す。標本からの推定値は、 $GP_{o,pds}$ が 560.2mm、 $GEV_{o,pds}$ が 549.3mm であり、GP 分布の方が大きい値を推定している。 $n=10000$ のときは、標本からの推定値の周りに分布しており、GP 分布の推定値が GEV 分布の推定値よりも大きい。 $n=400$ のときは、推定値の範囲が大きくなるとともに、GEV 分布の方が大きい推定値となる場合がある。

生起時間間隔が、季節性を考慮した経験分布にしたがう場合の結果を図 3.5.7 に示す。 $n=10000$ の場合、GP 分布による確率水文量と GEV 分布による確率水文量はほぼ一致している。 $n=400$ の場合は、推定値の変動幅が大きくなり、GEV 分布の推定値が GP 分布の推定値よりも大きくなる場合があるのは、前記と同様である。

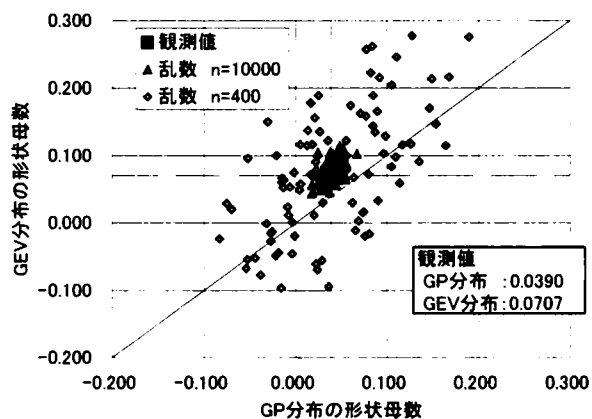


図 3. 5. 4 両分布の形状母数の関係 (生起時間間隔が指数分布にしたがう場合)

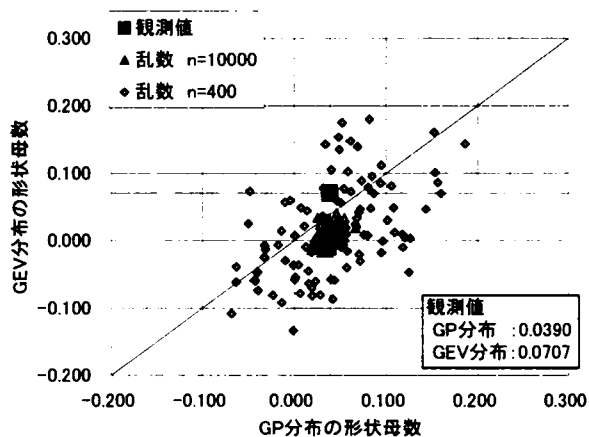


図 3. 5. 5 両分布の形状母数の関係 (季節性を考慮した経験分布に生起時間間隔がしたがう場合)

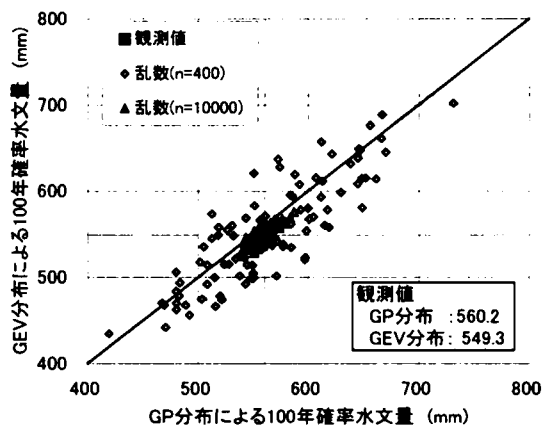


図 3. 5. 6 GP分布とGEV分布から推定した100年確率水文量 (生起時間間隔が指数分布にしたがう場合)

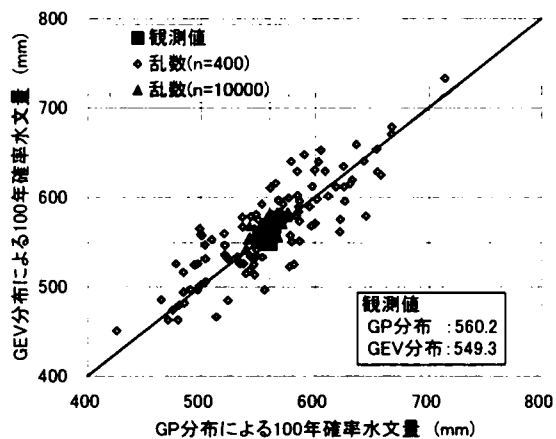


図 3. 5. 7 GP分布とGEV分布から推定した100年確率水文量 (季節性を考慮した経験分布に生起時間間隔がにしたがう場合)

3.5.3 ピーク流量

(1) 確率紙での比較

1) 生起時間間隔が指数分布にしたがう場合

流域平均雨量と同様に、 $GP_{o,pds}$ と模擬発生値 $x_{r,pds}$ とはよく一致しており、乱数発生 of 精度が高いことを示している（図 3.5.8 参照）。

$m=1$ の場合 of、 $x_{r,ams}$ および $GEV_{r,ams}$ の分布を図 3.5.9 に示す。10000 個 of PDS に対して、AMS の個数は、100 組 of 平均値で 3869 個であった。

$x_{r,ams}$ と $GEV_{r,ams}$ とは比較的一致している。流域平均 2 日雨量の場合と同様に、生起時間間隔を指数分布にしたがい発生させた場合、次の洪水までの時間間隔が 1 年以上となるのは約 5% である。流域平均 2 日雨量の場合と同様に、洪水の生起していない年の毎年最大値は $0m^3/s$ とした。このため $1000m^3/s$ 以下の範囲で $x_{o,ams}$ と $x_{r,ams}$ との一致度は低い。洪水生起間隔が 1 年以上となり洪水が発生しない年は、100 組 of 平均値でみると、3869 年間のうち 292 年であった。

2) 生起時間間隔が季節性を考慮した経験分布にしたがう場合

$x_{r,pds}$ から抽出した AMS $x_{r,ams}$ に GEV 分布を L 積率法で適合させ、 $m=1$ の場合を Gumbel 確率紙にプロットした結果を図 3.5.10 に示す。10000 個 of PDS に対して、AMS の個数は、100 組 of 平均値で 3844 個であった。この方法によると、1) とは異なり、洪水は毎年発生する。

$x_{r,ams}$ は全般的に標本 $x_{o,ams}$ とよく一致している。 $x_{r,ams}$ とあてはめた GEV 分布 $GEV_{r,ams}$ とは、水文量の大きい部分での一致度が低い。ここで扱った洪水事象は、GEV 分布 of 理論的背景であるポアソン過程とは異なるためである。

3) 生起時間間隔が季節性を考慮しない経験分布にしたがう場合

1) と同様に、 $x_{r,pds}$ から抽出した AMS $x_{r,ams}$

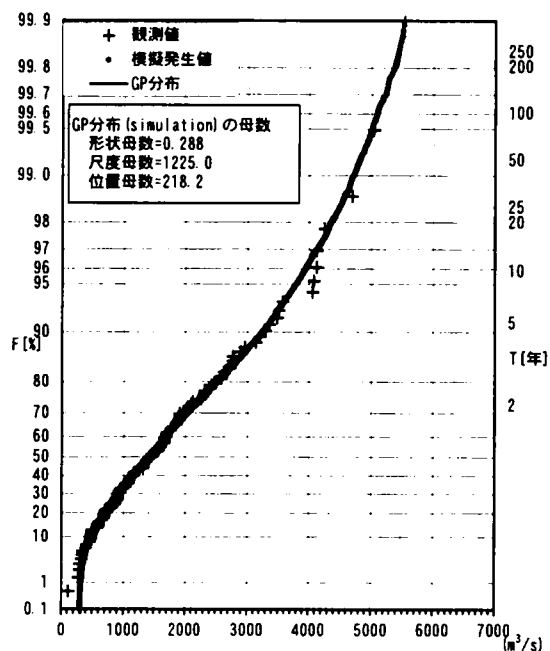


図 3.5.8 PDS の観測値にあてはめた GP 分布と発生した系列

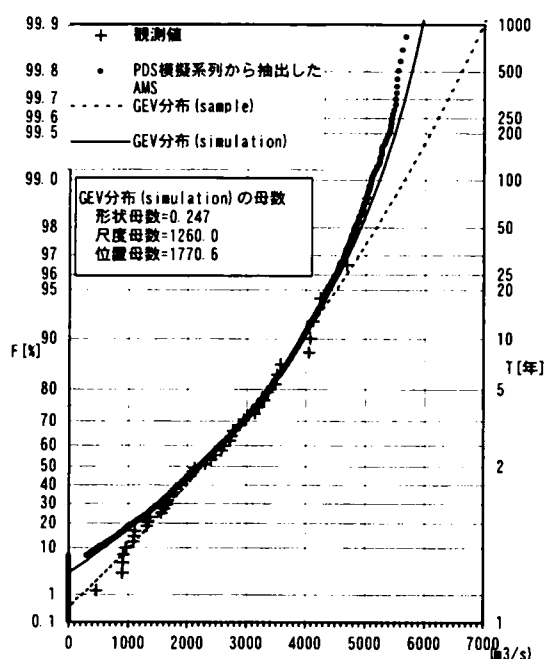


図 3.5.9 AMS の観測値にあてはめた GEV 分布と PDS から抽出した AMS にあてはめた GEV 分布の例 (生起時間間隔が指数分布にしたがう場合)

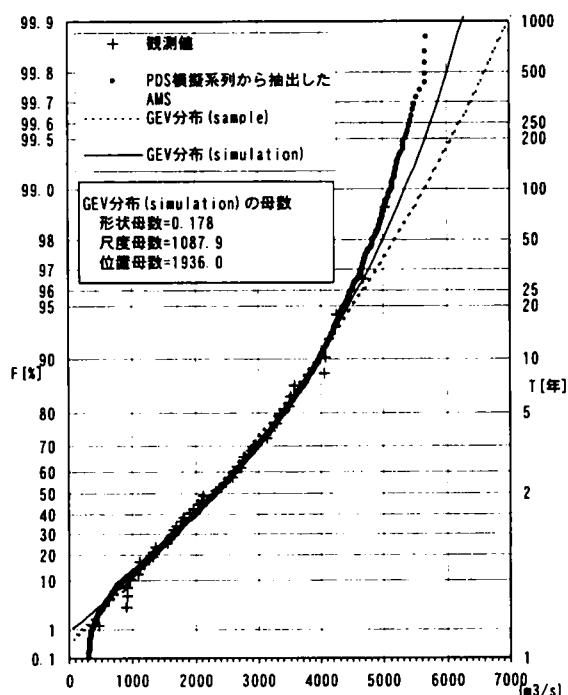


図 3.5.10 AMS の観測値にあてはめた GEV 分布と PDS から抽出した AMS にあてはめた GEV 分布の例
(季節性を考慮した経験分布に生起時間間隔がしたがう場合)

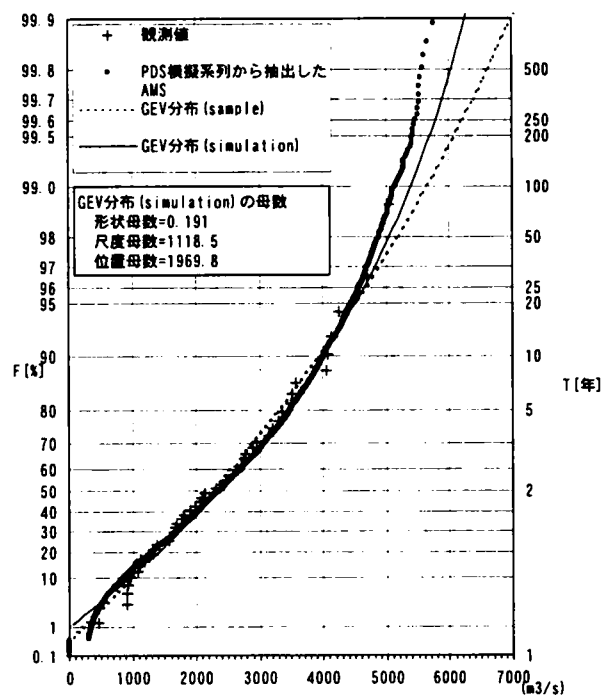


図 3.5.11 AMS の観測値にあてはめた GEV 分布と PDS から抽出した AMS にあてはめた GEV 分布の例
(季節性を考慮しない経験分布に生起時間間隔がしたがう場合)

に GEV 分布を L 積率法で適合させ、 $m=1$ の場合を Gumbel 確率紙にプロットした結果を図 3.5.11 に示す。10000 個の PDS に対して、AMS の個数の平均値は 3839 個であった。洪水が発生しない年が平均的に 47 年間存在するが、1)と比較するとその年数は小さい。

2)と同様に、水文量の大きい部分において、 $x_{r,ams}$ と GEV 分布との適合度が、1)の場合と比較して悪くなっている。これは、2)の原因と同様と考えられる。適合度を SLSC で比較すると、図 3.5.11 の場合が 0.017 に対して、図 3.5.9 の場合は 0.021 である。ただし、図 3.5.9 の場合には、 $x_{r,ams}=0\text{m}^3/\text{s}$ の部分が SLSC を大きくしていると考えられる。 $x_{r,ams}=0\text{m}^3/\text{s}$ を除いて算出した SLSC は 0.007 であり、図 3.5.11 の場合と比較して SLSC は小さく、適合度は高いと言える。

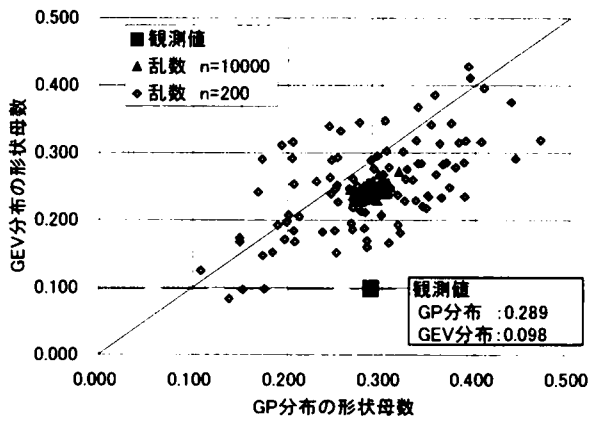


図 3.5.12 両分布の形状母数の関係
(生起時間間隔が指数分布にしたがう場合)

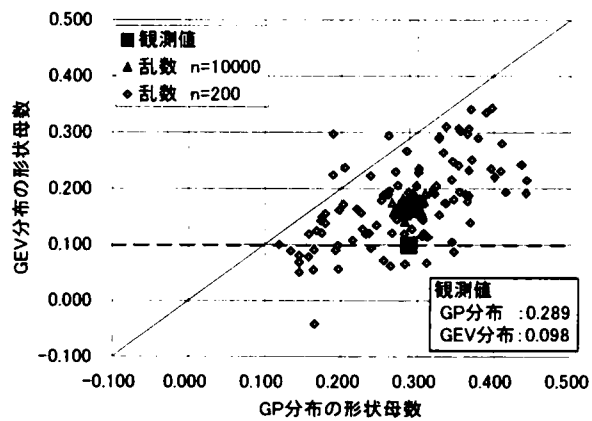


図 3.5.13 両分布の形状母数の関係
(季節性を考慮した経験分布にしたがう場合)

(2) 形状母数の比較

生起時間間隔が指数分布にしたがう場合について、 $GP_{r,pds}$ の形状母数と $GEV_{r,ams}$ の形状母数の比較を行った結果を図 3.5.12 に示す。 $GP_{o,pds}$ の形状母数 $\kappa = 0.289$ 、 $GEV_{o,ams}$ の形状母数 $\kappa = 0.098$ である (■のプロットで示す)。GP 分布と GEV 分布の形状母数は理論上同一で、理想的なポアソン過程にしたがうそれぞれの分布の形状母数は、図 3.5.12 に示すような対角線上にプロットされる。 $n=10000$ の場合をみると、推定した GP 分布と GEV 分布の形状母数は、ほぼ一致し対角線付近にプロットされている。

次に、生起時間間隔が、季節性を考慮した経験分布にしたがう場合について、同様に比較した結果を図 3.5.13 に示す。このときは、GEV 分布の形状母数が GP 分布よりも小さくなり対角線付近から離れるとともに、観測値から推定した形状母数に近づく。このことは、事象の発生過程がポアソン過程にしたがう場合には、両者の形状母数が一致し (対角線に近づく)、ポアソン過程とは異なる季節性を考慮した場合には、対角線から離れ、標本から推定した形状母数に近づくことを意味している。

(3) 100 年確率水文量の比較

生起時間間隔が指数分布にしたがう場合について、 $GP_{r,pds}$ および $GEV_{r,ams}$ のそれぞれの 100 年確率水文量を推定した結果を図 3.5.14 に示す。元の標本からの推定値は、 $GP_{o,pds}$ が $5121\text{m}^3/\text{s}$ 、 $GEV_{o,pds}$ が $5645\text{m}^3/\text{s}$ である。 $GEV_{r,ams}$ の推定値は $GP_{r,pds}$ よりも大きい値となる。 $n=200$ のときは、 $n=10000$ の場合と比較して、ばらつきが大きく、元の標本からの場合と逆に $GP_{r,pds}$ の推定値が大きい場合が 100 ケースのうち 37 ケースであった。

生起時間間隔が、季節性を考慮した経験分布にしたがう場合について、同様に比較した結果を図 3.5.15 に示す。 $GEV_{r,ams}$ は $GP_{r,pds}$ よりも大きい値を推定し、図 3.5.14 の場合よりも対角線から離れる ($n=10000$ の場合)。これは、図 3.5.12 および図 3.5.13 で示した結果と同様に、事象の発生過程として、ポアソン過程と季節性を考慮した発生過程との間の違いを

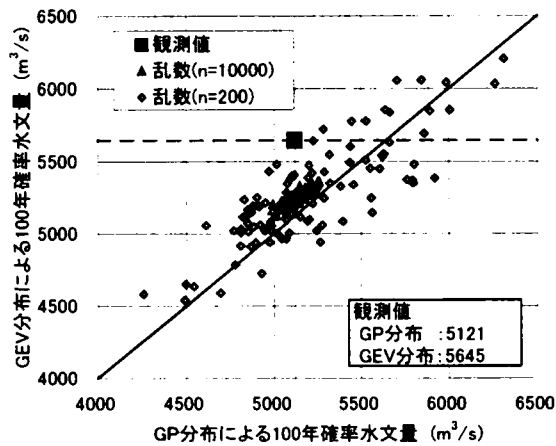


図 3.5.14 GP 分布と GEV 分布から推定した 100 年確率水文量 (生起時間間隔が指数分布にしたがう場合)

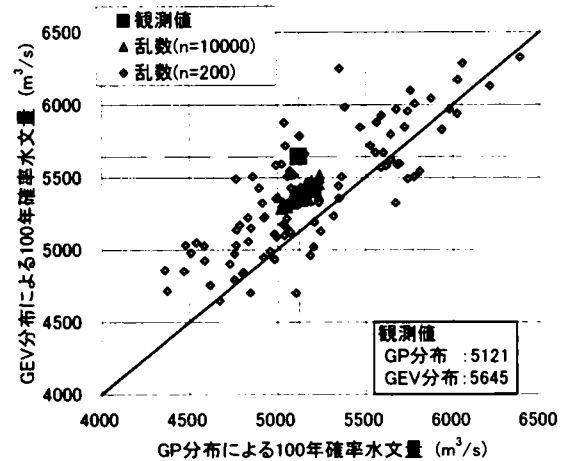


図 3.5.15 GP 分布と GEV 分布から推定した 100 年確率水文量 (季節性を考慮した経験分布に生起時間間隔がしたがう場合)

表している。

次に、ピーク流量に関して $x_{r,ams}$ のプロットングポジションから内挿により推定した 100 年確率水文量 $\hat{x}_{r,100}$ と、 $x_{r,ams}$ にあてはめた GEV 分布より推定した 100 年確率水文量 $\hat{x}_{g,100}$

とを比較した結果を図 3.5.16 に示す。 $n=10000$ の場合をみると、 $\hat{x}_{g,100}$ は $\hat{x}_{r,100}$ よりも大きい値を推定している。10000 個の PDS から抽出した 3800 個程度の標本 $x_{r,ams}$ による経験分布が母分布に限りなく近いと考え、これによる確率水文量を真値とみなす。ポアソン過程を仮定できないような標本 (季節性を考慮しなければならない標本) に対し、GEV 分布を適合させて推定される確率水文量は、母集団に想定される確率水文量 (真値) に対して過大評価をする可能性が高いことを示している。

この結果は、図 3.5.17 に示した流域平均 2 日雨量を標本とした場合と異なる。これについて考えられる要因は以下の 2 点である。

①事象の一年間の平均生起個数

一年間の平均生起個数は、流域平均 2 日雨量が 4.05 個に対し、ピーク流量は 2.54 個である。PDS の 1 年間に含まれる事象の数が多いほど、それより抽出される AMS が、理想的な毎年最大値の母集団により近づくためと考えられる。

②GP 分布により推定した確率水文量と GEV 分布により推定した確率水文量の差異

元のデータに対して GP 分布から推定した確率水文量 (ここでは 100 年確率) と GEV 分布から推定した確率水文量とを比較すると、流域平均 2 日雨量については、GP 分布の推定値が 560.2mm に対して GEV 分布の推定値が 549.3mm (誤差=2%) である。一方、ピーク流量については、GP 分布の推定値が 5120 m^3/s に対し、GEV 分布の推定値は 5645 m^3/s (誤差=10%) である。

以上の結果から、GEV 分布を用いた確率水文量の推定を行う場合には、以下のことを確認する必要がある。

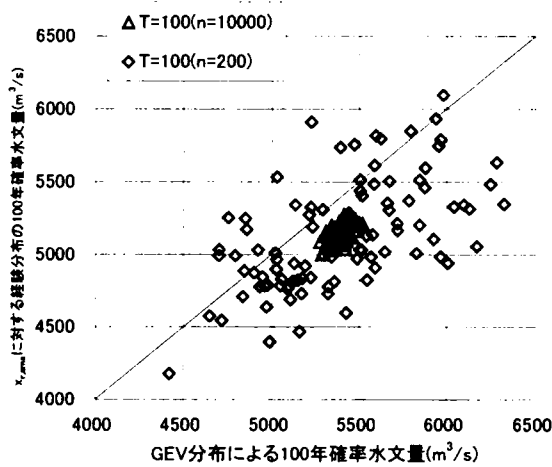


図 3.5.16 $\hat{x}_{r,100}$ と $\hat{x}_{g,100}$ の関係
(ピーク流量)

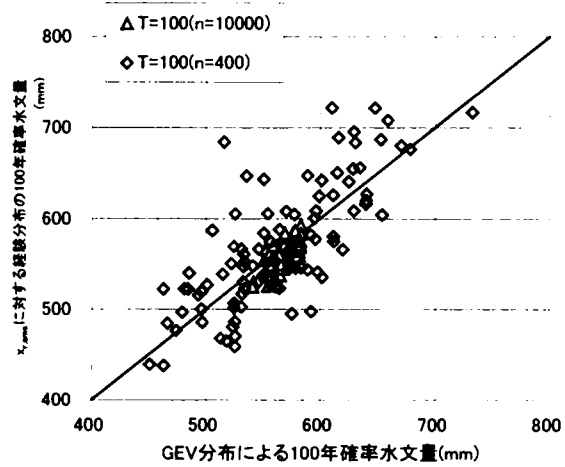


図 3.5.17 $\hat{x}_{r,100}$ と $\hat{x}_{g,100}$ の関係
(流域平均 2 日雨量)

- ①一年間に閾値を超える事象の平均生起数が 4 個程度以上ある
 - ②GP 分布を用いて推定した確率水文量が、GEV 分布を用いて推定した確率水文量と一致する
- いずれかの条件が満たされない場合、GEV 分布は母集団の特性を表現しておらず、推定した確率水文量は過大評価となる可能性が高い。

3.6 結論

極値水文事象（流域平均 2 日雨量とピーク流量）の生起時間間隔に着目し、モンテカルロシミュレーションによる数値実験を通じて、PDS 法と AMS 法との関係について調べた。本論文で得られた結果を要約すると以下のとおりである。

- ①本研究で取り扱った水文量の生起時間間隔は、その生起数が冬期には少なく夏期に多いという季節性を持つことを示した。これは、希な水文事象の発生過程として一般的に言われるポアソン過程とは異なるものである。
- ②生起時間間隔の季節性を考慮したモンテカルロ実験を行ったところ、乱数を発生させて得られた PDS から抽出した AMS の経験分布は、元のデータの AMS とほぼ一致する。これは、本研究で対象とした水文事象の発生過程が、ポアソン過程とは異なる（季節性をもつ）ことを示している。
- ③乱数を発生させて得られた PDS から抽出した AMS の経験分布による 100 年確率水文量とその AMS にあてはめた GEV 分布による 100 年確率水文量とを比較した。ピーク流量を対象とした場合、GEV 分布による推定値の方が大きい。前者の経験分布による確率水文量の推定値が真値に近いと考えると、ポアソン過程にもとづく GEV 分布による確率水文量は、それに比べて過大評価となった。このことは、季節性をもつ水文事象に対して GEV 分布をあてはめると、過大評価となる可能性が高いことを示している。
- ④流域平均 2 日雨量を対象とした場合には、③のような過大評価となる可能性が低い。この理由は、一年間の水文事象の生起数が平均的に 4 個以上存在することと、PDS 法による GP 分布の確率水文量と AMS 法による GEV 分布の確率水文量とが一致するためと推察される。

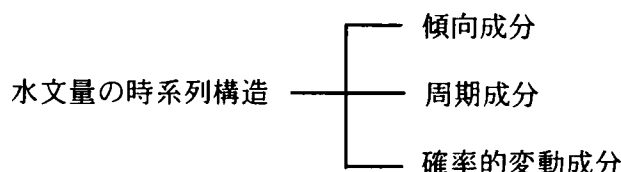
参考文献

- 伊藤學・亀田弘行（訳）（1977）：土木建築のための確率・統計の基礎、丸善、p. 120.
- 宝 馨（1998）：水文頻度解析の進歩と将来展望、水文・水資源学会誌、第 11 巻 7 号、pp. 740-756.
- 田中茂信・宝 馨（2001）：洪水頻度解析における AMS と PDS の比較、水工学論文集、第 45 巻、pp. 205-210.
- 星 清（1998）：洪水ピークの確率評価手法について、開発土木研究所月報、No.539、pp. 34-47.
- Cunnane, C. (1973): A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction, *Journal of Hydrology*, Vol.18, pp. 257-271.
- Cunnane, C. (1979): A note on the Poisson assumption in partial duration series models, *Water Resources Research*, Vol.15, No.2, pp. 489-494.
- Cunnane, C. (1989): Statistical distribution for flood frequency analysis, WMO Operational Hydrology, Report No.33, WMO-No.718, Geneva, Switzerland.
- Rasmussen, P. F. (2001): Generalized probability weighted moments: Application to the generalized pareto distribution, *Water Resources Research*, Vol.37, No.6, pp. 1745-1751.
- Rosbjerg, D. (1985): Estimation in partial duration series with independent and dependent peak values, *Journal of Hydrology*, Vol.76, pp. 183-195.
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M. and Foufoula-Georgiou, E. (1993): Frequency analysis of extreme events, in *Handbook of Hydrology*, Chap.18, (ed.) Maidment, D. R., McGraw-Hill, New York.

第4章 水文時系列の傾向変動に関する研究

4.1 目的

水文量の時系列構造は、神田ら(1982)、Salas(1993)、星(1997)等に系統的に示されている。いずれも、水文時系列は傾向成分（トレンド）や周期成分、確率的変動成分の和で表現されるとしている。



傾向成分は、水文量が経年的に増加傾向にあるのか、あるいは減少傾向にあるのかを意味するものである。周期成分は、1 年間の季節的な変動や多雨年と少雨年が交互に繰り返される場合などの周期的な変動が考えられる。これらの2つの変動成分を取り除けば、確率的な変動成分となる。

IPCC(2002)によると、21 世紀後半までに、北半球中・高緯度で降水量が増加する可能性が高く、平均降水量の増加する地域の多くでは、降水量の年々変動も大きくなる可能性がかなり高いとされている。全国 46 地点の観測データから判断した、年降水量の傾向変動は減少傾向にある（国土交通省水資源部、2001）。また、葛葉ら(2001)は、全国 152 地点の地上気象観測データから算定した平均の年降水量は、1961 年から 1999 年にかけて減少傾向であるとともに、1980 年から 1999 年の AMeDAS データによる平均年降水量は増加傾向であることを示している。これらが示すように、水文頻度解析のもととなる水文時系列は長期的に変動する。

一方、洪水防御計画を対象とした水文頻度解析においては、標本に対して経年的な定常性を仮定し、長期的な変動は考慮していない。これは、第一に、わが国における水文データが、長期の変動をとらえられるほど長期間蓄積されていないこと、第二に、非定常性を考慮した水文頻度解析手法の開発が進んでいないためであると考えられる。

近年では、洪水防御計画の基本量となる日単位の雨量データは、100 年以上存在する箇所もある。水文データの長期の変動を解析するための資料が整備されつつあり、第一の問題は解消される状況にある。また、将来的には、気候変動により気温の上昇や降水量やその変動が増加する可能性があると考えられ、水文量の発生過程の変化が示唆されている。これらのことから、わが国の洪水防御計画においても、水文データの経年的な変動を評価し、気候変動の影響を取り入れた確率水文量の算定手法を開発する必要があると考える。

本研究では、その一環として、水文データの傾向変動に着目し、年最大降雨量や年最大日雨量等の降雨量の傾向変動を解析する手法の適用可能性を述べる。

まず、わが国における種々の水文データに対して傾向変動の解析を行い、これらのデー

タが傾向変動を持つかどうかを調べる。使用するデータは、気象台所管の 23 観測所における 33 年 9 ヶ月間の日雨量データと、琵琶湖における 77 年間の推定流入量とした。これらのデータは、特定の地域や流域に偏らない全国的な傾向を把握できること、傾向変動の解析に適用できるような比較的長期間のデータが必要であること、の 2 つに着目して収集したものである。

次に、神戸海洋気象台の日雨量データをもとに、傾向変動を持つ長期の日雨量模擬系列を発生させ、それから閾値超過系列、年最大日雨量系列、年雨量系列を抽出した。これらの系列に対して Mann-Kendall 検定をあてはめ、傾向変動を把握するために必要なデータの年数と増加率との関係を調べた。この結果、傾向変動の検出において年最大日雨量系列を使用することは実質上困難であること、年雨量系列と閾値超過系列を比較した場合は、閾値超過系列の方が若干有利であること、日雨量が 100 年間で 25% の増加率を持つ系列の場合、95% の確からしさで傾向変動を検出するためには、90 年から 100 年程度のデータ年数が必要であることを示す。

水文データの変動を解析する手法は、大きく 2 つの方法に分類できる。一つは、時系列に何らかの関数をあてはめ、その関数のパラメータを推定するパラメトリックな手法、もう一つは、関数を定義しないノンパラメトリックな手法である。河村ら(1985)は、パラメトリックな手法を用いて、降水量時系列に周期関数をあてはめている。畑田ら(2002)は、ノンパラメトリックな手法である、鈴木(1968)によるトレンド示数を用いて波高の傾向変動を解析している。また、Xu ら(2002)は、パラメトリックな手法とノンパラメトリックな手法の両方を用いて、年降水量と年平均気温の変動を解析している。

本研究では、傾向変動の解析手法として、ノンパラメトリック法の一つである Mann-Kendall 検定(Hirsh et al., 1982)を用いる。ノンパラメトリック法は、もとのデータがどのような確率分布にしたがうか、仮定する必要がない。例えば、Mann-Kendall 検定は、ある変量の系列に対して、それが独立で同一の確率分布にしたがうという帰無仮説が成立するかどうかを検定する手法である。この仮説が棄却されると、その系列は傾向変動をもつとみなされる。すなわち、もとのデータが、独立で同一の確率分布にしたがう確率変数の実現値であることのみが前提となる条件である。その確率分布がどのような分布であっても、検定の結果に影響をおよぼさない。様々な種類の観測データに対して、傾向変動の解析を行うことを想定すると、ノンパラメトリックな方法は、もとの系列の関数形にとらわれないことから、パラメトリックな方法よりも容易に解析を行うことができる。したがって、本研究では、ノンパラメトリックな手法を用いることとし、その手法の一つである Mann-Kendall 検定を用いる。

4.2 経年変動の解析手法

4.2.1 Mann-Kendall 検定

Mann-Kendall 検定の帰無仮説 H_0 は、

H_0 : n 個のデータ (x_1, x_2, \dots, x_n) が独立で同一の確率分布にしたがう。

このとき、次の統計量 S を定義する。

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (4.1)$$

ここに、

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \theta > 0 \\ 0 & \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases} \quad (4.2)$$

S の平均と分散は、

$$E[S] = 0 \quad (4.3)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[S] &= N_s - T_s \\ &= \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} - \sum_{j=1}^k \frac{t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \end{aligned} \quad (4.4)$$

ここに、 t_j は、 (x_1, x_2, \dots, x_n) を大きさの順番に並べ替えたときに、同じ値が連続して出現する個数を表し、 k はその発生する組数を表している。すなわち、時系列 x_i の順序統計量を $y_1 < y_2 < \dots < y_m = y_{m+1} = y_{m+2} = y_{m+3} < \dots < y_i = y_{i+1} = y_{i+2} < \dots < y_l = y_{l+1} < y_n$ と仮定すると、

$$T_s = \frac{4(4-1)(8+5)}{18} + \frac{3(3-1)(6+5)}{18} + \frac{2(2-1)(4+5)}{18} = \frac{240}{18} = 13.33 \text{ となる。}$$

これらから、 S を基準化した統計量 Z を算定する。

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\text{Var}(S)^{1/2}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\text{Var}(S)^{1/2}} & S < 0 \end{cases} \quad (4.5)$$

有意水準を α としたとき、標準正規変量 Z が $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$ (ただし $\Phi(Z_{\alpha/2}) = \frac{\alpha}{2}$, $\Phi(\cdot)$: 標準正規分布) をみたすとき、仮説 H_0 は採択される。また、 $S > 0$ のとき、時系列データ x_i は上昇傾向があることを示している。同様に、 $S < 0$ のときは下降傾向があることを示している。

4.3 解析に用いる水文資料

4.3.1 気象台所管の雨量

(1) 日雨量

気象台所管の以下に示す 23 観測所における日雨量データを収集した。期間は 1961 年(昭

和 36 年) 1 月から 1994 年 (平成 6 年) 9 月までの 33 年 9 ヶ月である。日雨量時系列の例として、岐阜と神戸に関する図を図 4.3.1(1)～(2)に示す。

表 4. 3. 1 (1) 日雨量を収集した気象台観測所

金沢	岐阜	名古屋	東京	松江	境	米子	京都
彦根	広島	岡山	姫路	神戸	大阪	和歌山	奈良
福岡	佐世保	長崎	松山	高松	高知	徳島	

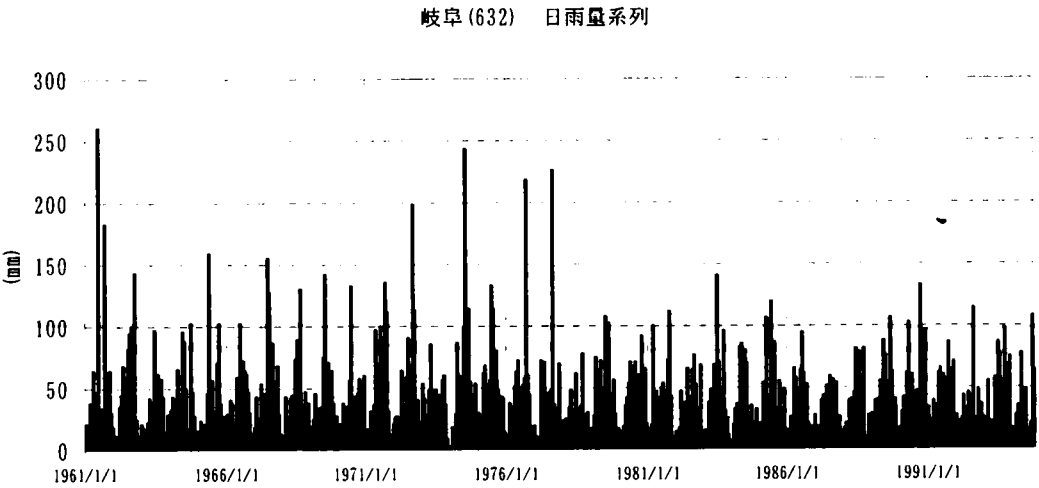


図 4. 3. 1 (1) 日雨量時系列 (岐阜)

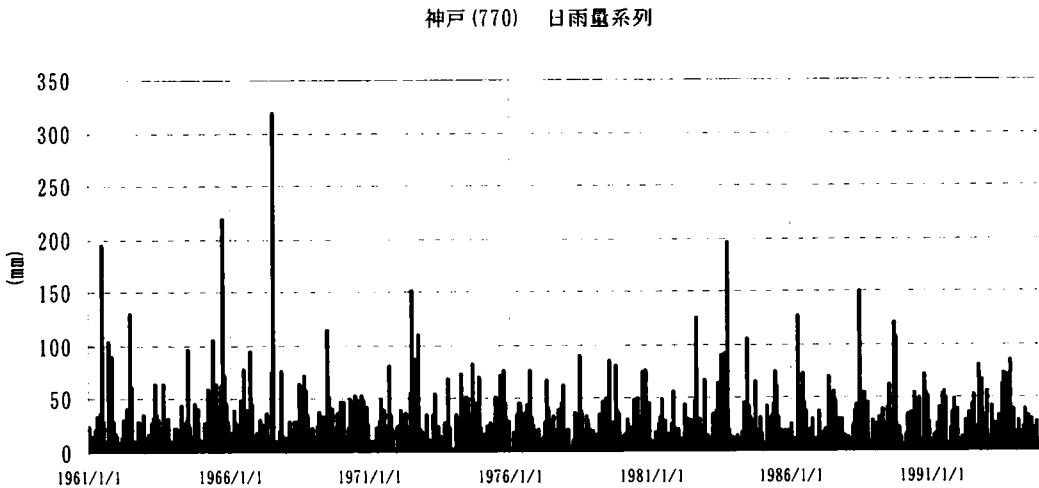


図 4. 3. 1 (2) 日雨量時系列 (神戸)

(2) 月雨量

同一月内の日雨量の合計値を月雨量として整理した。例として、岐阜と神戸についての月雨量時系列を図 4.3.2(1)～(2)に示す。

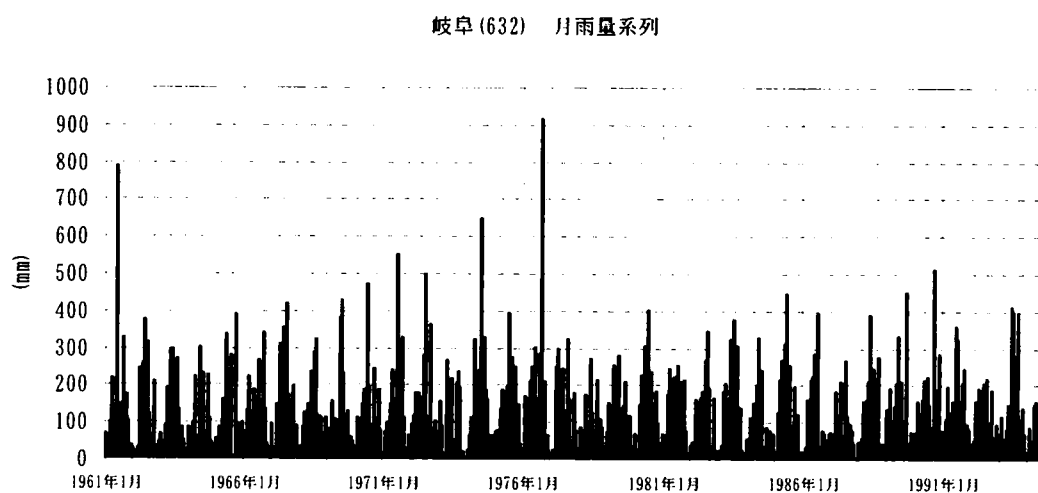


図 4. 3. 2 (1) 月雨量時系列 (岐阜)

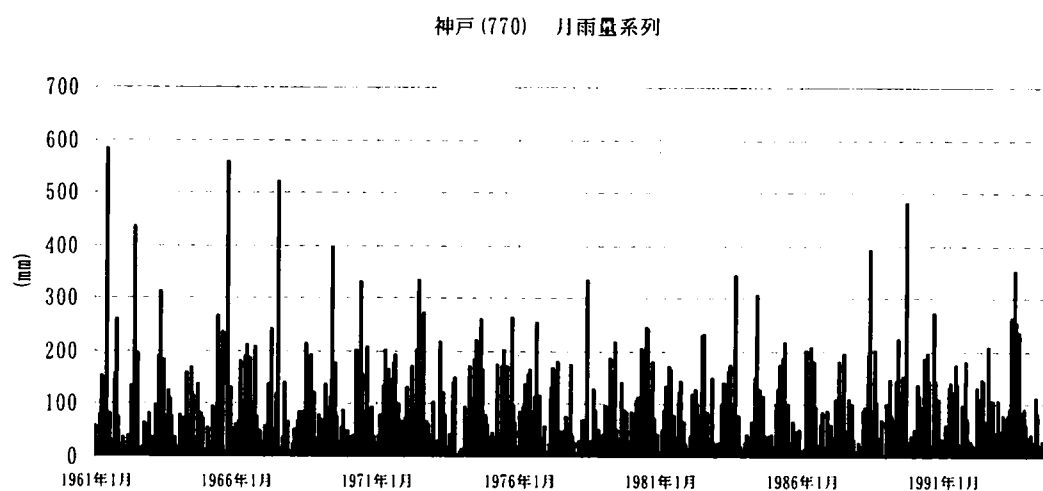


図 4. 3. 2 (2) 月雨量時系列 (神戸)

(3) 年雨量

月雨量を合計し、年雨量を整理した。1994 年は 9 月までのデータであることから、1961 年から 1993 年までの 33 年間のデータを整理した。例として、岐阜と神戸についての月雨量時系列を図 4.3.3(1)～(2)に示す。

岐阜 (632) 年雨量系列

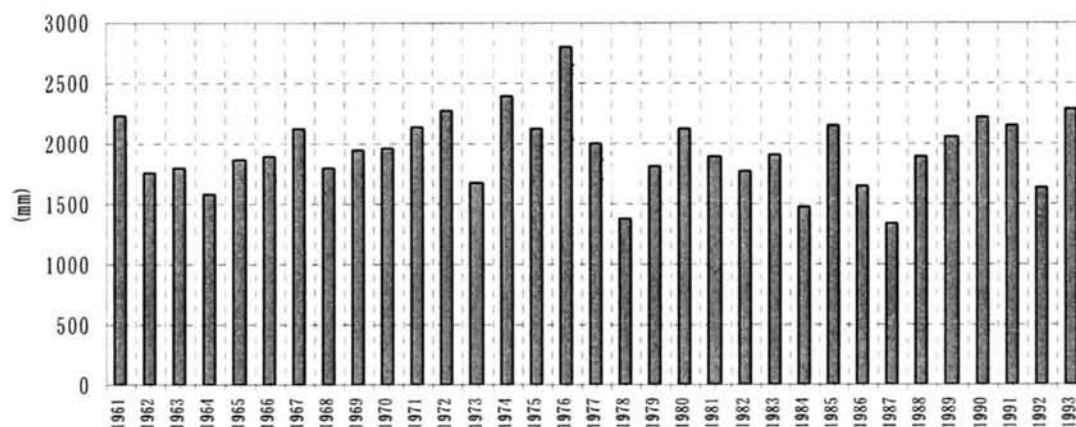


図 4.3.3 (1) 年雨量時系列 (岐阜)

神戸 (770) 年雨量系列

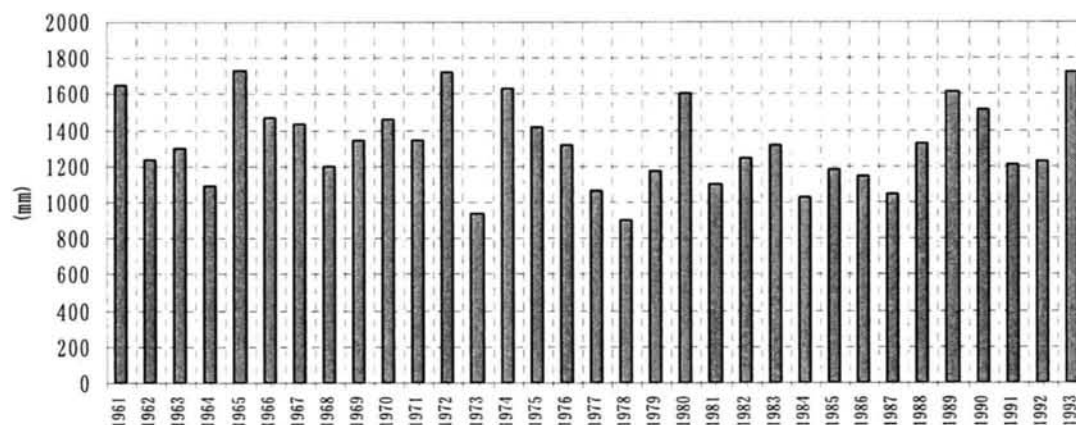


図 4.3.3 (2) 年雨量時系列 (神戸)

(4) 年最大日雨量

1 年間の日最大雨量の最大値を整理した。岐阜と神戸の時系列の例を図 4.3.4(1)～(2)に示す。

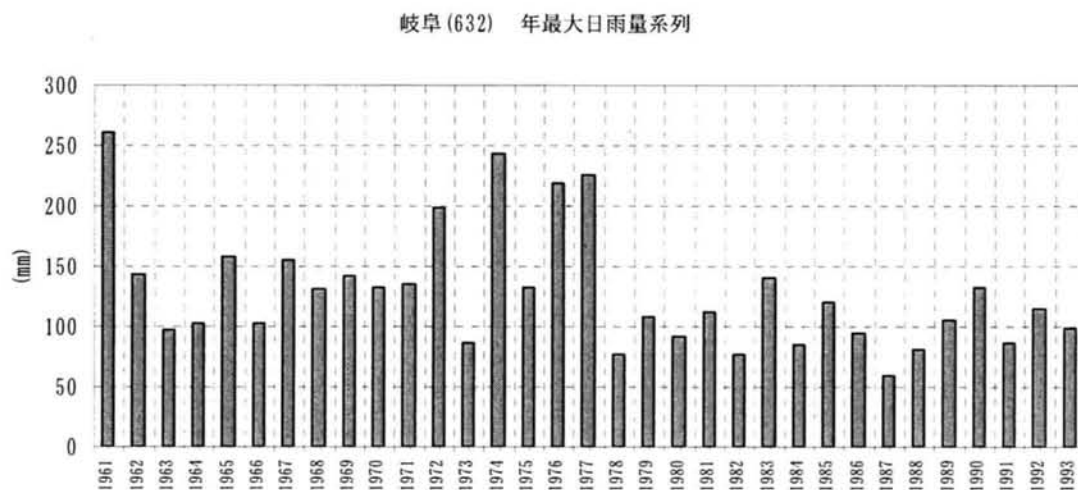


図 4.3.4 年最大日雨量時系列 (岐阜)

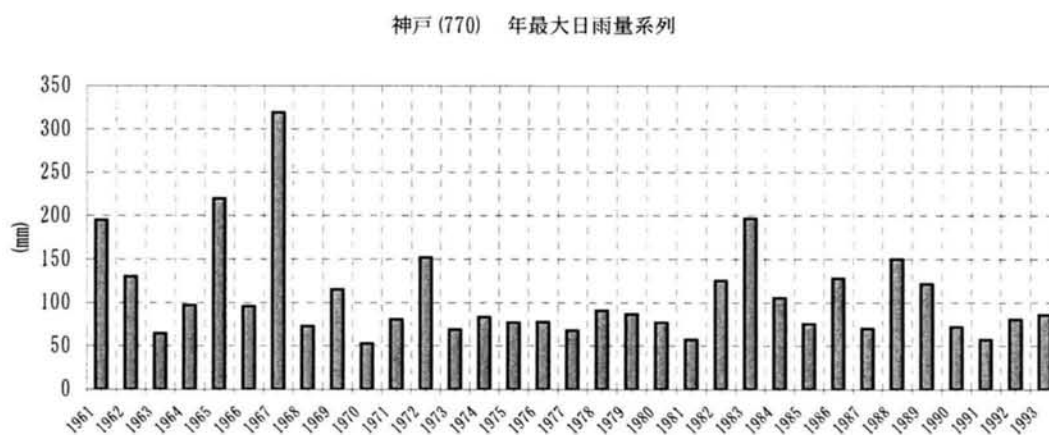


図 4.3.4 年最大日雨量時系列 (神戸)

4.3.2 琵琶湖における推定流入量

(1) 半旬流量

1918年（大正7年）から1994年（平成6年）の77年間の琵琶湖における推定流入量の半旬データを収集した。ただし、推定流入量であることから、負値が含まれる。以下の表に、負の数値が全体に占める割合を示す。

表 4.3.2 (1) 負の値が含まれる割合

	全体	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
全数(旬)	5544	462	462	462	462	462	462	462	462	462	462	462	462
負値の数(旬)	195	4	2	0	0	4	19	22	65	30	18	16	15
比率	4%	1%	0%	0%	0%	1%	4%	5%	14%	6%	4%	3%	3%

逆算流入量の時系列を図 4.3.5 に示す。

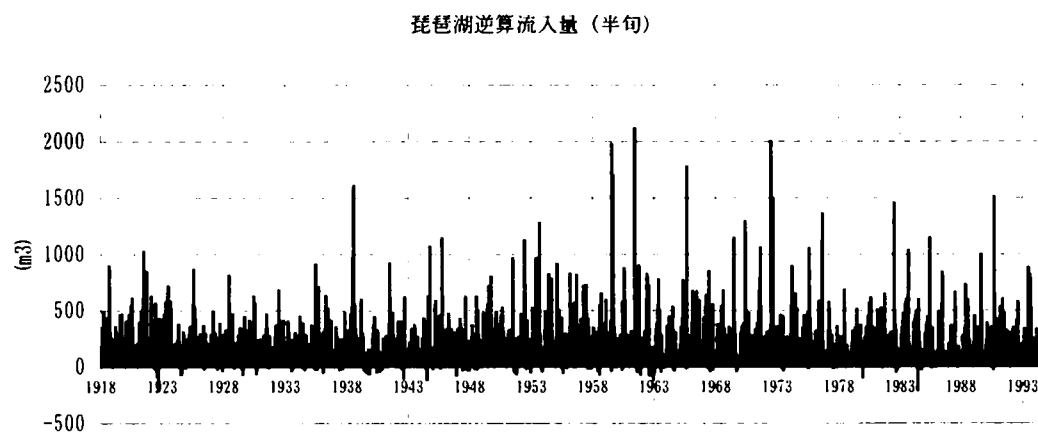


図 4.3.5 琵琶湖の逆算流入量（半旬）

(2) 月流入量の整理

月ごとの半旬流入量を合計し、月流入量を整理した。時系列を図 4.3.6 に示す。

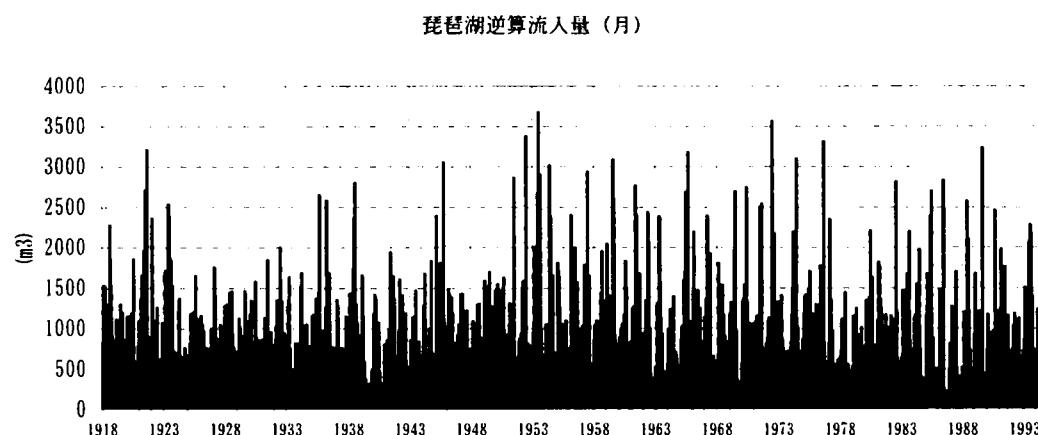


図 4.3.6 琵琶湖の逆算流入量（月）

(3) 年流入量の整理

1 年間の月流入量を合計し、年流入量を整理した。時系列を図 4.3.7 に示す。

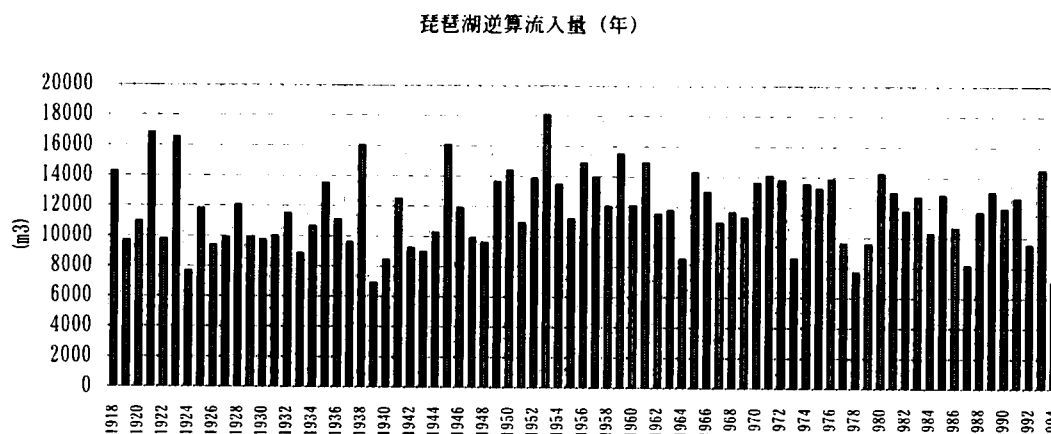


図 4.3.7 琵琶湖の逆算流入量（年）

(4) 年最大半旬流入量の整理

1 年間の半旬流入量のうちの年最大値を整理した。時系列を図 4.3.8 に示す。

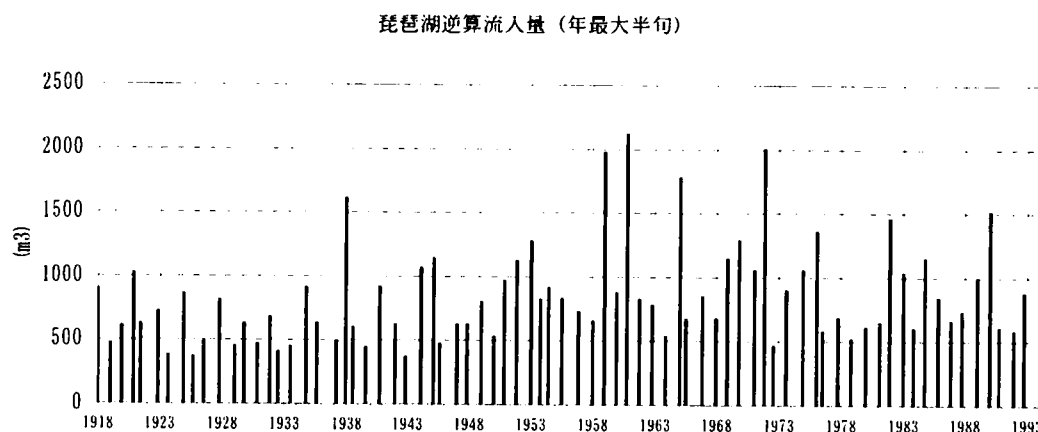


図 4.3.8 琵琶湖の逆算流入量（年最大）

4.4 Mann-Kendall 検定

4.4.1 雨量

4.3.1 で整理した月雨量、年雨量、年最大日雨量データを用いて Mann-Kendall 検定を行った。Mann-Kendall 検定において、有意水準を $\alpha=5\%$ とすると、 $|Z| \geq Z_{\alpha/2} = 1.96$, $|Z| \geq Z_{\alpha/2} = 1.96$, $\Phi(Z_{\alpha/2}) = \alpha/2$, $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布、のとき仮説 H_0 は棄却される。各地点における統計量 S 、分散算定のための N_s ($\sum n$ と表記)、 T_s ($\sum t$ と表記)、分散、統計量 Z を、それぞれの結果の表中に示す。

(1) 月雨量

月雨量を用いて検定を行った結果を表 4.4.1 に示す。いずれの地点でも、仮説 H_0 は採択される。すなわち、独立で同一の確率分布をもつことになる。

表 4. 4. 1 月雨量に関する Mann-Kendall 検定

地点	個数	統計量S	Σn	Σt	分散	統計量Z
金沢	405	-5.281E+03	1.334E+08	1.926E+03	7.408E+06	-1.9399
岐阜	405	-7.500E+01	1.334E+08	1.746E+03	7.408E+06	-0.0272
名古屋	405	9.930E+02	1.334E+08	1.854E+03	7.408E+06	0.3645
東京	405	4.688E+03	1.334E+08	2.628E+03	7.408E+06	1.7220
松江	405	-4.549E+03	1.334E+08	3.246E+03	7.408E+06	-1.6710
境	405	-4.714E+03	1.334E+08	2.400E+03	7.408E+06	-1.7316
米子	405	-2.045E+03	1.334E+08	2.730E+03	7.408E+06	-0.7510
京都	405	-1.348E+03	1.334E+08	2.376E+03	7.408E+06	-0.4949
彦根	405	-2.910E+03	1.334E+08	2.376E+03	7.408E+06	-1.0688
広島	405	-2.260E+02	1.334E+08	2.268E+03	7.408E+06	-0.0827
岡山	405	-6.820E+02	1.334E+08	2.808E+03	7.408E+06	-0.2502
姫路	405	-2.234E+03	1.334E+08	2.784E+03	7.408E+06	-0.8204
神戸	405	-9.010E+02	1.334E+08	2.670E+03	7.408E+06	-0.3307
大阪	405	-5.100E+02	1.334E+08	2.616E+03	7.408E+06	-0.1870
和歌山	405	-4.860E+02	1.334E+08	2.904E+03	7.408E+06	-0.1782
奈良	405	-7.520E+02	1.334E+08	2.904E+03	7.408E+06	-0.2759
福岡	405	-1.479E+03	1.334E+08	2.358E+03	7.408E+06	-0.5430
佐世保	405	-3.600E+02	1.334E+08	1.968E+03	7.408E+06	-0.1319
長崎	405	-6.760E+02	1.334E+08	2.184E+03	7.408E+06	-0.2480
松山	405	1.218E+03	1.334E+08	3.084E+03	7.408E+06	0.4471
高松	405	1.540E+02	1.334E+08	4.020E+03	7.408E+06	0.0562
高知	405	7.340E+02	1.334E+08	1.320E+03	7.408E+06	0.2693
徳島	405	2.100E+02	1.334E+08	2.148E+03	7.408E+06	0.0768

(2) 年雨量

年雨量を用いて検定を行った結果を表 4.4.2 に示す。いずれの地点についても仮説 H_0 は採択され、独立で同一の確率分布を持つことになる。

表 4. 4. 2 年雨量に関する Mann-Kendall 検定

地点	個数	統計量S	Σn	Σt	分散	統計量Z
金沢	33	-1.140E+02	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-1.7509
岐阜	33	2.600E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	0.3874
名古屋	33	6.300E+01	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	0.9608
東京	33	1.020E+02	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	1.5649
松江	33	-8.600E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-1.3170
境	33	-1.180E+02	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-1.8129
米子	33	-4.800E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.7282
京都	33	-2.200E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.3254
彦根	33	-4.100E+01	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	-0.6199
広島	33	5.000E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	0.7592
岡山	33	2.100E+01	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	0.3099
姫路	33	-6.000E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.9142
神戸	33	-5.600E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.8522
大阪	33	0.000E+00	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	0.0000
和歌山	33	-2.000E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.2944
奈良	33	-8.000E+00	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.1085
福岡	33	2.900E+01	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	0.4339
佐世保	33	9.000E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	1.3790
長崎	33	7.000E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	1.0691
松山	33	7.400E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	1.1311
高松	33	4.000E+00	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	0.0465
高知	33	3.000E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	0.4493
徳島	33	-4.200E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.6353

(3) 年最大日雨量

年最大日雨量を用いて検定を行った結果を表 4.4.3 に示す。岐阜、境、長崎を除いた地点について、仮説 H_0 は採択される。すなわち、独立で同一の確率分布を持つことになる。

表 4.4.3 年最大雨量に関する Mann-Kendall 検定

地点	個数	統計量S	Σn	Σt	分散	統計量Z
金沢	33	-1.020E+02	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	-1.5653
岐阜	33	-1.550E+02	7.498E+04	6.600E+01	4.162E+03	-2.3872
名古屋	33	3.800E+01	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	0.5734
東京	33	1.270E+02	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	1.9525
松江	33	-1.040E+02	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	-1.5963
境	33	-1.490E+02	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	-2.2935
米子	33	-4.700E+01	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	-0.7128
京都	33	1.200E+01	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	0.1705
彦根	33	-7.400E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-1.1311
広島	33	9.000E+01	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	1.3793
岡山	33	-3.000E+00	7.498E+04	5.400E+01	4.162E+03	-0.0310
姫路	33	-5.600E+01	7.498E+04	0.000E+00	4.165E+03	-0.8522
神戸	33	-6.900E+01	7.498E+04	5.400E+01	4.162E+03	-1.0540
大阪	33	3.100E+01	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	0.4649
和歌山	33	4.900E+01	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	0.7438
奈良	33	1.000E+00	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	0.0000
福岡	33	5.700E+01	7.498E+04	6.600E+01	4.162E+03	0.8681
佐世保	33	1.180E+02	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	1.8133
長崎	33	1.390E+02	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	2.1385
松山	33	-4.600E+01	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	-0.6974
高松	33	3.000E+00	7.498E+04	1.800E+01	4.164E+03	0.0310
高知	33	-2.800E+01	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	-0.4185
徳島	33	-7.800E+01	7.498E+04	3.600E+01	4.163E+03	-1.1934

4.4.2 琵琶湖における推定流入量

半旬流入量、月流入量、年流入量、年最大半旬流入量のそれぞれについて、検定を行った結果を表 4.4.4 に示す。この結果から、琵琶湖の逆算流入量については、年最大半旬流入量のみ仮説 H_0 が棄却される。

表 4.4.4 逆算流入量の Mann-Kendall 検定

期間	個数	統計量S	Σn	Σt	分散	統計量Z
半旬	5544	-234570	3.41E+11	241530	3.41E+11	-0.40176
月	923	-3149	1.58E+09	360	1.58E+09	-0.07932
年	77	148	930470	0	51693	0.64655
年最大半旬	77	560	930470	0	51693	2.45865

4.4.3 観測データによる Mann-Kendall 検定の評価

気象台 23 地点の雨量データと琵琶湖の逆算流入量を用いた Mann-Kendall 検定の結果から、次のことが言える。

気象台 23 地点の月雨量、年雨量を用いた場合は仮説が採択され、独立で同一の確率分布を持つと判断された。また、毎年最大値については、岐阜、境、長崎の 3 地点について、仮説が棄却された。これらの地点における日単位の雨量では、独立で同一の確率分布にしたがわないものの、月単位や年単位の雨量では独立で同一の確率分布にしたがうこととなる。

琵琶湖逆算流入量を用いた場合、年最大半旬流入量のみ仮説が棄却された。したがって、半旬単位、月単位、年単位では独立で同一の確率分布にしたがうものの、毎年最大値では独立で同一の確率分布にしたがわないこととなる。

しかしながら、使用した水文データの統計期間は、日雨量の場合で 34 年間、琵琶湖の逆

算流入量で77年間である。これらのデータの期間が、傾向変動を判定するのに、十分長いかどうか、このようなデータから得られた結果から、傾向変動があるかどうか判断することは難しい。

4.5 Monte Carlo simulation による Mann-Kendall 検定の性能評価

4.5.1 評価方法

Mann-Kendall 検定は、(4.5)式に示した統計量 Z が標準正規分布にしたがうという仮定にもとづいている。このため、検定の対象となる降雨量の系列に対する Mann-Kendall 検定の標準統計量 Z が、標準正規分布にしたがっているか検証を行う必要がある。そこで、日雨量の模擬系列を発生させ、それから得られる年降雨量や年最大日雨量等の系列に対する Mann-Kendall の標準統計量 Z が標準正規分布にしたがうかどうかを確認し、Mann-Kendall 検定の検証を行う。

次に、傾向変動を持つ日雨量の模擬系列を発生させ、これから得られる年降雨量や年最大日雨量等

に対して Mann-Kendall 検定を行う。これらの系列は傾向変動がもつことから、帰無仮説が棄却されるべきである。しかし、系列によっては帰無仮説が採択され、傾向変動がないと判断される場合もある。これは、傾向変動をもつにもかかわらず、傾向変動がないと判定するもので、第2種の過誤と呼ばれる。傾向変動を持つ系列に対して、このような誤りを犯す危険性は、データの期間とデータの増加率に依存する。すなわち、

- ①その系列が傾向変動をもつにもかかわらず、得られるデータの期間がたまたま短いため、傾向を検出できない
- ②その系列が傾向変動をもつにもかかわらず、経年的に増加（あるいは減少）する割合が小さいため、傾向を検出できない

ことが考えられる。そこで、データの発生期間と増加率を変化させて模擬系列を発生させる。それらの模擬系列に対して Mann-Kendall 検定を行い、帰無仮説が棄却された系列の個数とデータの発生期間および増加率との関係を整理し、Mann-Kendall 検定の性能を評価する。

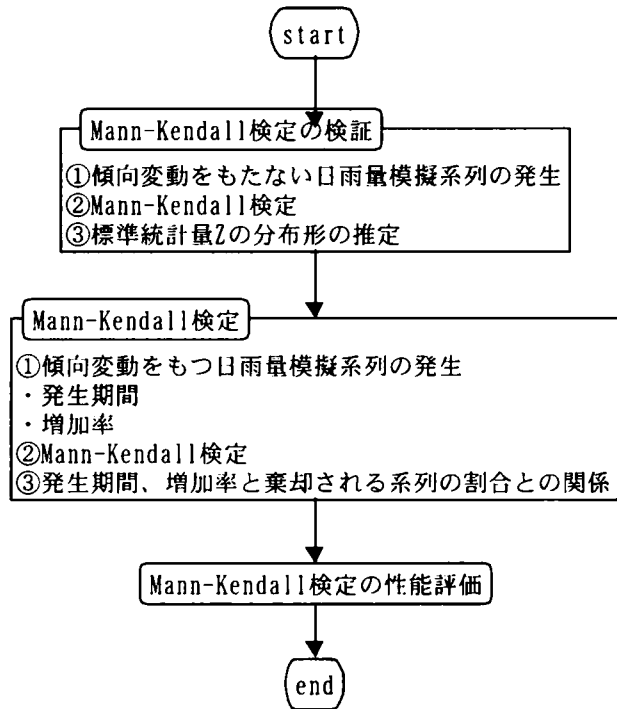


図 4.5.1 Mann-Kendall 検定の性能評価フロー

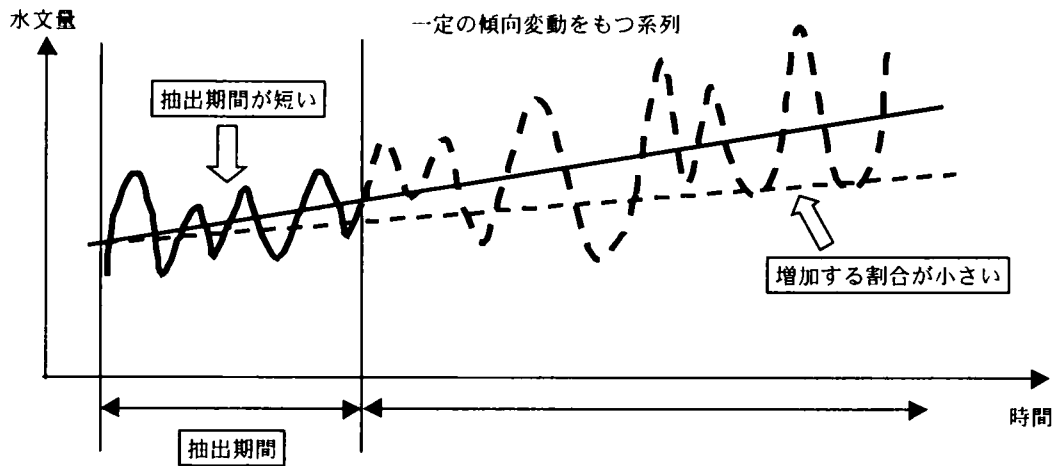


図 4.5.2 検定の誤りを犯す要因

4.5.2 模擬系列の発生方法

(1) 考え方

日雨量時系列はある一定の期間にまとまって豪雨が発生し、その後無降雨の期間が一定期間継続するというように、間歇性をもっていることが特徴である。このような間歇性を表現するために、以下のような方法を考える。

- ①降雨の下限值 x_0 以上の日雨量が継続する時間(日) t_{ci} と下限値 x_0 未満の降雨(これを無降雨とする)が継続する時間(日) t_{ni} をそれぞれ確率変数とする。降雨の下限値 x_0 は 1mm とする。
- ②降雨の継続時間および無降雨の継続時間は季節性をもつものとし、月別に分布が異なるものと仮定する。
- ③降雨の継続時間 t_{ci} の中で生起する日雨量の大きさを確率変数とする。
- ④日雨量の大きさ、降雨の継続時間および無降雨の継続時間の 3 つの変数は、互いに独立とする。

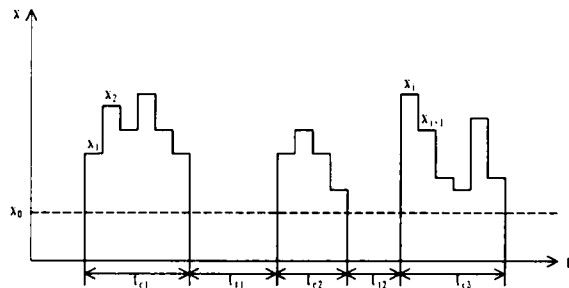


図 4.5.3 日雨量時系列の発生イメージ

(2) 確率変数の分布の推定

1) 閾値超過系列の確率分布と毎年最大値の確率分布との関係

収集した 23 観測所における日雨量データから、下限値 1mm として閾値超過系列 (POT) を抽出する。さらに、これから毎年最大値系列 (AMS) を抽出する。大阪と神戸について、POT と AMS のそれぞれに、様々な確率分布をあてはめ、それぞれの系列の母分布を推定する。

POT と最も適合度の高い分布は、SLSC を評価基準とすると 3 母数の一般化パレート (GP) 分布となる。AMS については、大阪が Gumbel 分布、神戸が一般化極値分布 (GEV) となる。

表 4.5.1 (1) 日雨量と年最大日雨量の統計量

項目	大阪	神戸
データ期間	1961年～1994年9月	1961年～1994年9月
標本の大きさ	3381	3266
降雨の下限値	1mm	1mm
日雨量		
平均値	13.05mm	13.42mm
分散	258.62mm	324.72mm
ひずみ係数	3.084	4.692
生起日数の年間平均値	99.4日	96.1日
年最大日雨量		
標本の大きさ	33	33
平均値	93.4mm	105.6mm
分散	866.9mm	3239.9mm
ひずみ係数	0.602	1.977

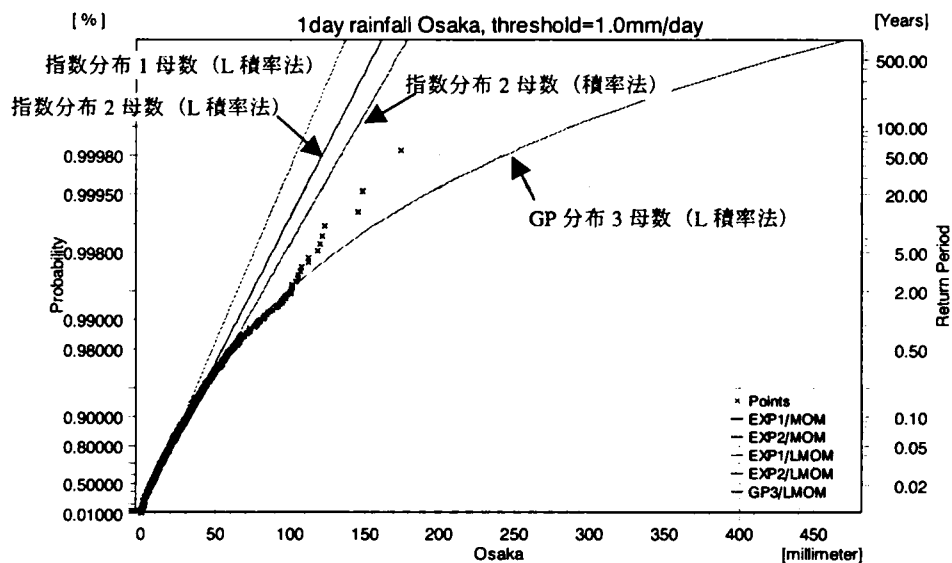


図 4.5.4 (1) 日雨量の確率分布（大阪）

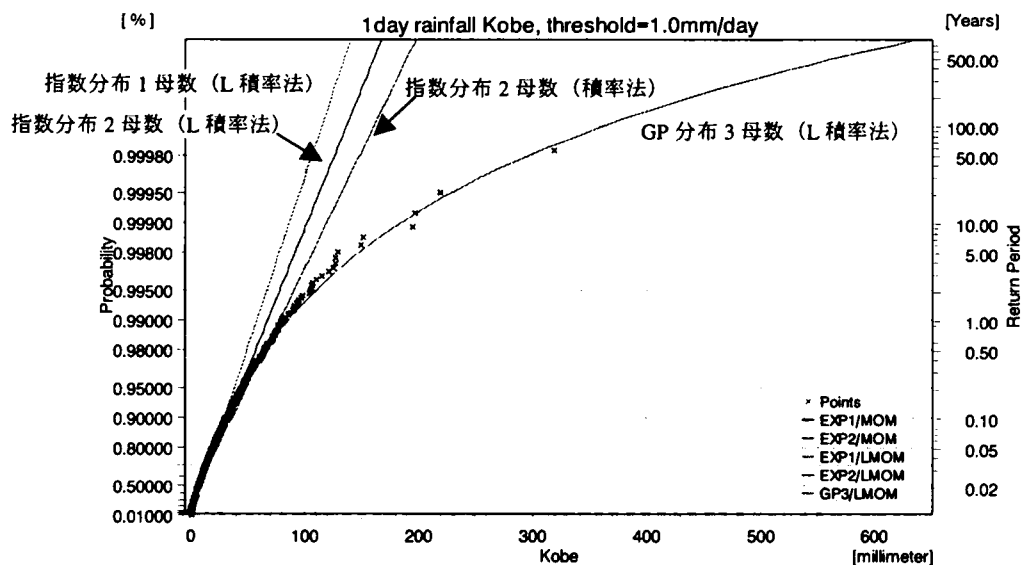


図 4.5.4 (2) 日雨量の確率分布（神戸）

表 4. 5. 2 (1) 日雨量の確率水文量と適合度 (大阪)

1day rainfall Osaka
threshold=1.0mm/day

D/E Combination	Return Period [years]	指数分布				GP分布		対数ピアソン Ⅲ型分布	対数正規 分布
		1母数	2母数	1母数	2母数	2母数	3母数	積率法	積率法
		積率法	積率法	L積率法	L積率法	L積率法	L積率法	3母数	2母数
Estimated quantile	30	97.5	125.6	97.5	114.0	314.7	212.5	339.3	2040.4
	50	103.6	133.9	103.6	121.3	376.0	242.1	396.2	2611.8
	80	109.3	141.4	109.3	128.1	442.3	272.4	454.8	3254.3
	100	112.0	145.0	112.0	131.3	477.5	287.8	484.9	3604.4
	150	116.9	151.5	116.9	137.2	548.4	317.8	543.5	4324.8
	200	120.3	156.1	120.3	141.3	604.7	340.6	588.4	4909.0
	300	125.2	162.7	125.2	147.2	693.6	375.3	656.6	5848.7
	500	131.4	170.9	131.4	154.5	823.6	423.4	751.4	7254.1
SLSC		0.085	0.038	0.085	0.048	0.025	0.011	0.033	0.319

表 4. 5. 2 (2) 日雨量の確率水文量と適合度 (神戸)

1day rainfall Kobe
threshold=1.0mm/day

D/E Combination	Return Period [years]	指数分布				GP分布		対数ピアソン Ⅲ型分布	対数正規 分布
		1母数	2母数	1母数	2母数	2母数	3母数	積率法	積率法
		積率法	積率法	L積率法	L積率法	L積率法	L積率法	3母数	2母数
Estimated quantile	30	100.0	139.0	100.0	118.5	355.1	254.8	381.0	1718.0
	50	106.3	148.2	106.3	126.2	429.2	295.5	449.8	2182.8
	80	112.2	156.6	112.2	133.3	510.2	338.0	521.7	2701.7
	100	115.0	160.7	115.0	136.6	553.6	360.0	558.9	2983.1
	150	120.0	168.0	120.0	142.8	641.8	403.3	632.1	3559.4
	200	123.6	173.1	123.6	147.1	712.4	436.9	688.7	4024.6
	300	128.6	180.4	128.6	153.2	824.9	488.6	775.4	4769.4
	500	135.0	189.7	135.0	160.9	991.4	561.9	897.3	5876.4
SLSC		0.124	0.063	0.124	0.081	0.020	0.008	0.030	0.299

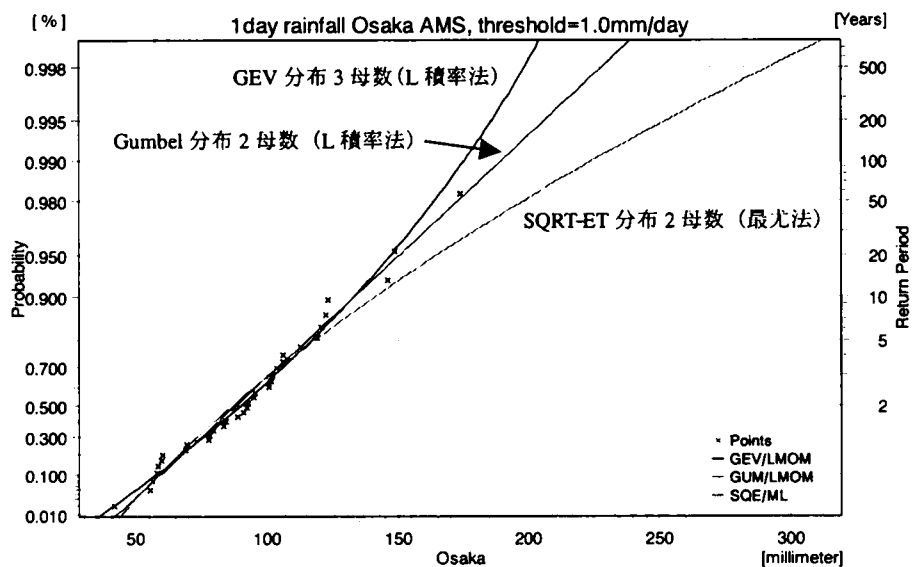


図 4. 5. 5 (1) 年最大日雨量の確率分布 (大阪)

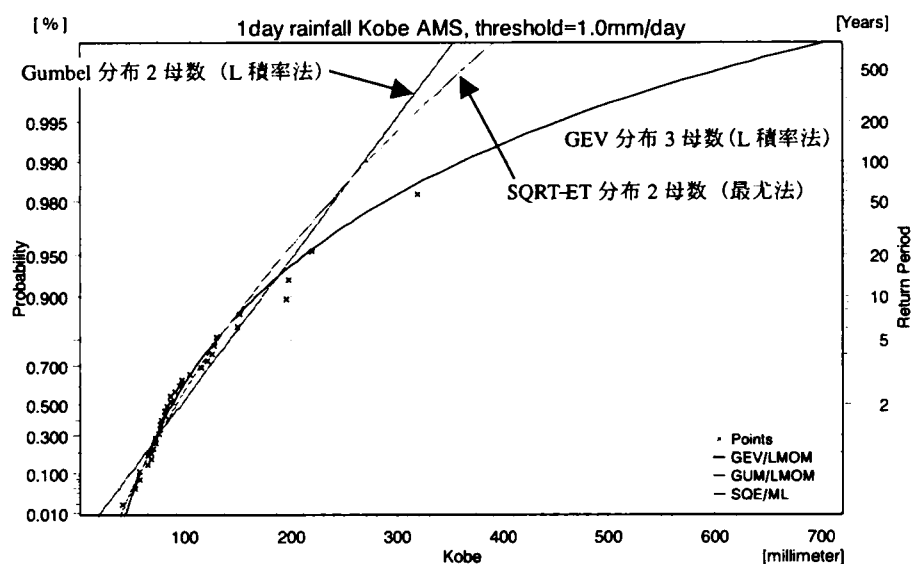


図 4. 5. 5 (2) 年最大日雨量の確率分布 (神戸)

表 4. 5. 3 (3) 年最大日雨量の確率水文量と適合度

(大阪)

1day rainfall Osaka AMS				
D/E Combination	Return Period [years]	GEV分布	Gumbel分布	SQRT-ET分布
		3母数 L積率法	2母数 L積率法	2母数 最尤法
Estimated quantile	30	154.9	160.6	179.3
	50	163.9	172.9	198.0
	80	171.8	184.3	216.0
	100	175.3	189.6	224.7
	150	181.6	199.4	240.9
	200	185.9	206.3	252.8
	300	191.6	216.0	269.9
	500	198.5	228.2	292.1
SLSC		0.027	0.026	0.041

(神戸)

1day rainfall Kobe AMS				
D/E Combination	Return Period [years]	GEV分布	Gumbel分布	SQRT-ET分布
		3母数 L積率法	2母数 L積率法	2母数 最尤法
Estimated quantile	30	243.2	219.3	211.6
	50	288.0	240.2	236.5
	80	336.0	259.4	260.3
	100	361.4	268.5	272.0
	150	412.2	285.0	293.7
	200	452.5	296.7	309.6
	300	515.7	313.1	332.5
	500	607.8	333.8	362.6
SLSC		0.026	0.068	0.056

4.5.4 確率分布の母数推定値

分布形	母数	推定法	大阪			神戸		
			パラメータ推定値			パラメータ推定値		
			Location	Scale	Shape	Location	Scale	Shape
指数分布	1母数	積率法	1.000	12.427	-	1.000	12.058	-
	2母数	積率法	-4.596	18.020	-	-3.028	16.082	-
	1母数	L積率法	1.000	12.427	-	1.000	12.058	-
	2母数	L積率法	-1.658	15.082	-	-1.360	14.414	-
GP分布	2母数	L積率法	1.000	8.060	-0.351	1.000	8.125	-0.326
	3母数	L積率法	0.263	9.807	-0.255	0.158	10.179	-0.211
対数ピアソンⅢ型分布	3母数	積率法	-42.314	0.029	1512.111	240.304	-0.005	43588.334
対数正規分布	2母数	積率法	1.540	1.742	-	1.497	1.800	-
分布形	母数	推定法	Location	Scale	Shape	Location	Scale	Shape
GEV分布	3母数	L積率法	77.543	27.347	-0.316	80.905	26.248	0.112
Gumbel分布	2母数	L積率法	82.229	40.490	-	79.620	23.914	-
SQRT-ET分布	2母数	最尤法	-	0.469	65.549	-	0.680	176.030

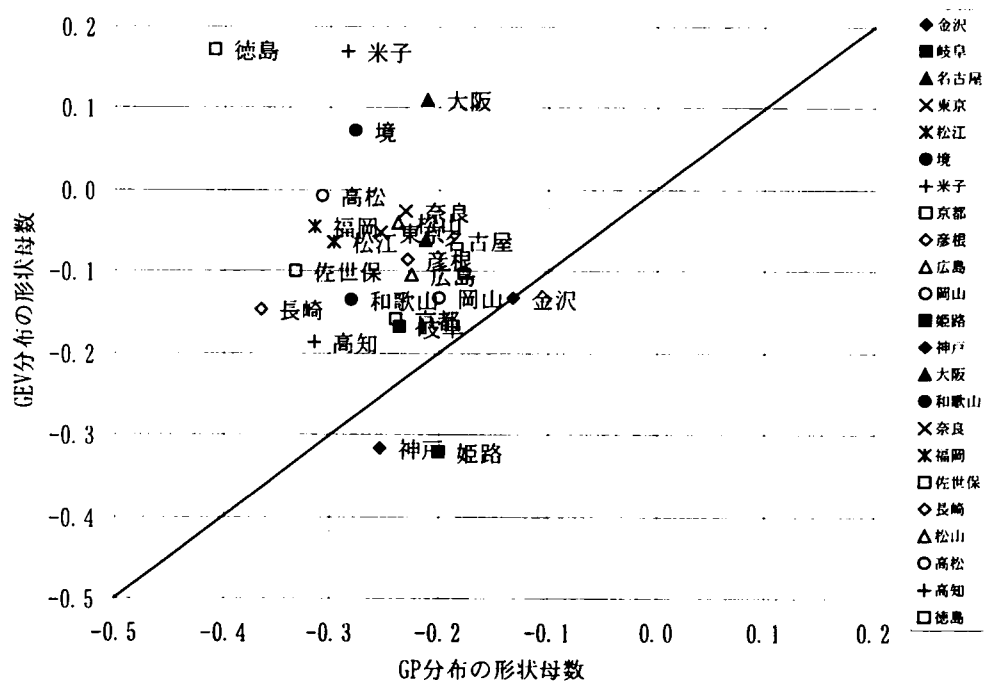


図 4.5.6 日雨量から推定した GP 分布と GEV 分布の形状母数の比較

水文事象の発生過程がポアソン過程にしたがい、事象の大きさの分布が GP 分布にしたがい、毎年最大値分布は GEV 分布になる。また、GP 分布と GEV 分布の形状母数は、互換性があり同一の値を持つ。

上記の結果から、神戸の POT は GP 分布、AMS は GEV 分布にしたがい。他の 22 観測所について、POT に GP 分布、AMS に GEV 分布をあてはめて、それぞれの母数を推定した。形状母数の互換性に着目し、23 観測所の GP 分布と GEV 分布の形状母数をプロット

した結果を図 4.5.6 に示す。対角線上のプロットは、GP 分布の形状母数と GEV 分布の形状母数が一致し、両分布の互換性が成り立っていることを表す。また、両分布は形状母数が負の場合には下限値をもち、正の場合には上限値をもつ。いずれの観測所についても、GP 分布の形状母数は負であり、下限値をもつことがわかる。GEV 分布の形状母数をみると、境、大阪、米子、徳島において正であり、上限値をもつことから、POT とは分布の特性が異なることを表している。金沢は、両分布の形状母数が一致している。神戸は完全に一致していないものの、23 の観測所の中では、比較的一致度が高い。

GP 分布と GEV 分布の形状母数が一致している金沢が、日雨量の模擬系列を発生させる観測所として最適である。しかし、金沢の日雨量には、冬期に積雪が含まれている可能性がある。したがって、金沢を除いた観測所のうち、対角線上に最も近い神戸を対象観測所として選定した。

2) 降雨継続日数の分布

神戸を対象として、降雨の継続日数を月別に整理し、その頻度分布を図 4.5.7 に示す。降雨がある月の末から翌月の初めにかけて継続する場合、降雨日数は、その月に含めた。

頻度分布は、いずれの月についても右下がりの形状を示す。月別にみると、6 月から 9 月にかけて、7 日以上降雨が継続する場合があります。10 月から 1 月では、2 日以内で終了する頻度が高くなるとともに、最高でも 4 日で降雨が終了する。2 月から 3 月は 6 日間継続する降雨が生じ、継続日数が夏期にかけて長くなる傾向となる。全体的には、2 日間以内となる場合が概ね 75% 以上を占めている。

3) 無降雨継続日数の分布

神戸を対象として、降雨の継続日数を月別に整理し、その頻度分布を図 4.5.8 に示す。降雨がある月の末から翌月の初めにかけて継続する場合、降雨日数は、その月に含めた。

無降雨継続日数は、いずれの月においても右下がりの形状を示す。16 日以上無降雨が継続し、かつ 1 日から 10 日程度の無降雨の頻度が小さい場合、右すそが長い分布の形状をもつ。このような分布をもつのは、1 月、2 月、7 月、8 月、10 月、11 月、12 月である。3 月、5 月、6 月は、16 日以上無降雨継続時間をもつが、1 日～5 日の頻度が高い。4 月、9 月は、1 日以上 5 日以下の頻度が高い。全体的には、無降雨が 1 日以上 5 日以下となる場合が概ね 60% 以上を占める。

以上のことから、神戸の降雨事象については、2 日間程度降雨が継続し、その後 5 日間程度無降雨が継続することがわかる。また、降雨の継続日数は、1 年の間に季節的な変動を持つ。

4) 日雨量

日雨量の大きさの確率分布は、1mm 以上の POT を用いて L 積率法で推定した GP 分布とした。なお、母数推定値は、 $\alpha=9.807$ 、 $\xi_p=0.26$ 、 $\kappa_p=-0.255$ となった。

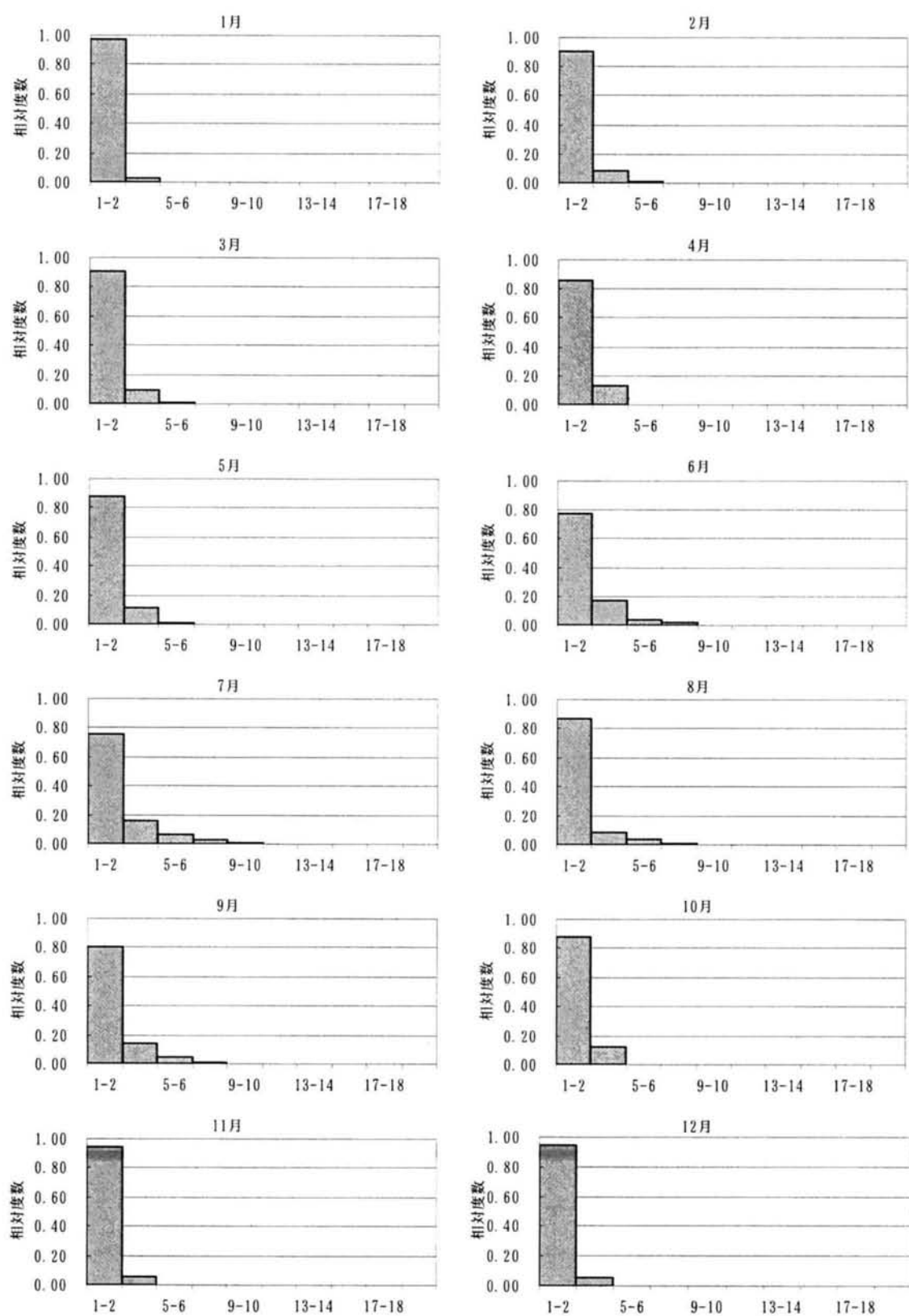


図 4.5.7 降雨継続日数（神戸）の頻度分布

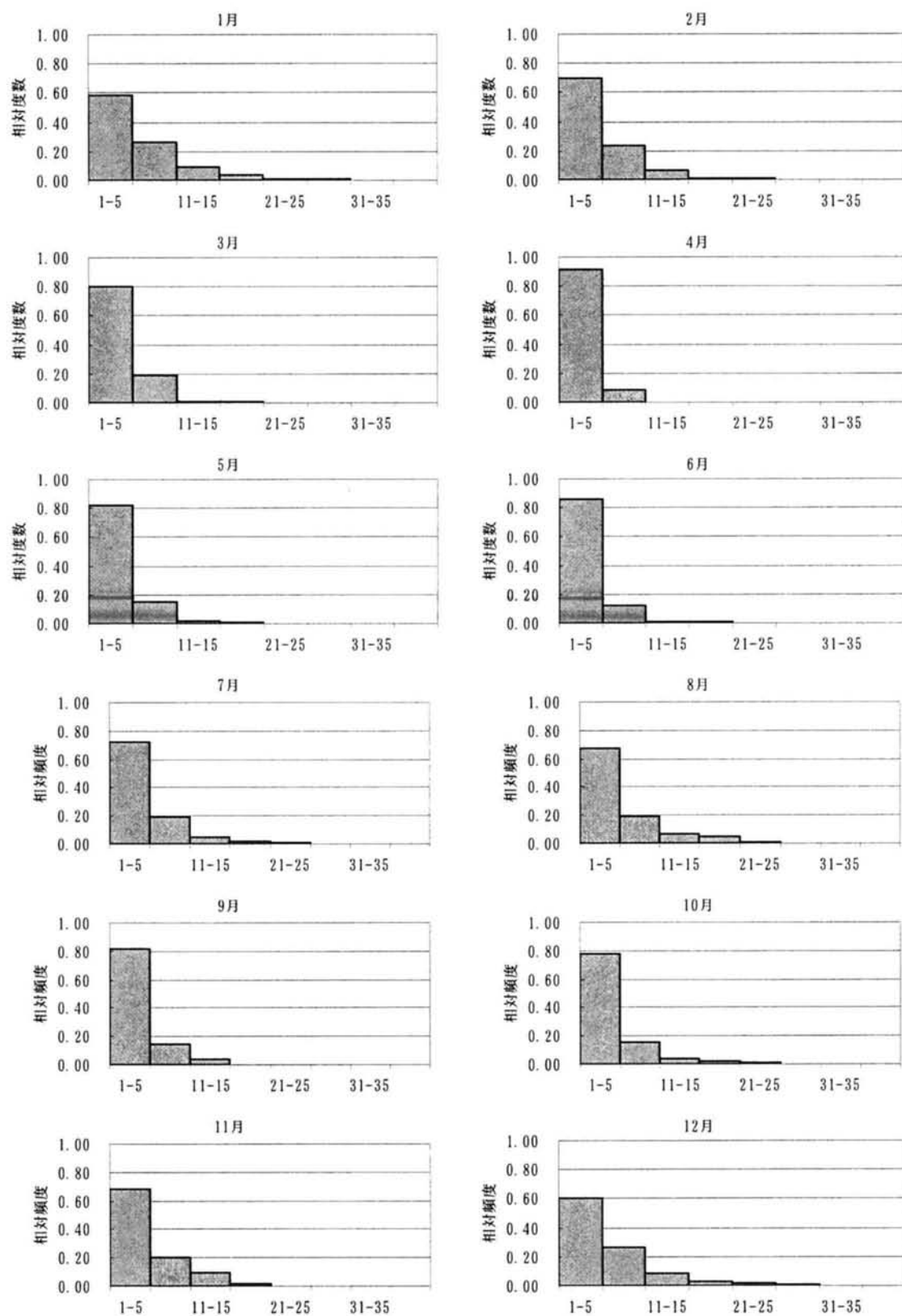


図 4.5.8 無降雨継続日数（神戸）の頻度分布

(3) 確率変数間の相関関係

無降雨継続日数、降雨継続日数、日雨量の3つの変数間の相関関係を、無降雨継続日数と降雨継続日数との相互相関、降雨継続日数と日雨量との相互相関、日雨量の自己相関について算定した。降雨継続日数と日雨量との相関係数を算定する場合の日雨量は、降雨が継続している期間内の日雨量の最大値とした。

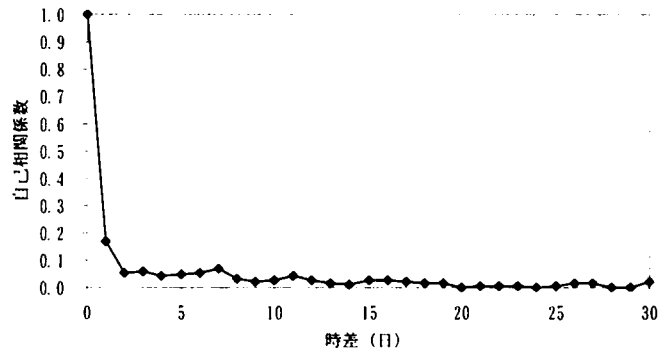


図 4.5.9 日雨量のコレログラム

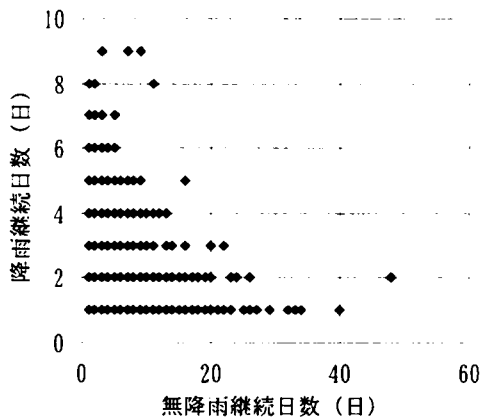


図 4.5.10 無降雨継続日数と降雨継続日数との相関図

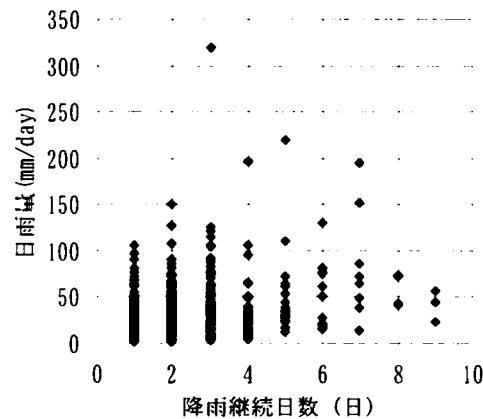


図 4.5.11 降雨継続日数と日雨量との相関図

図 4.5.9 に日雨量のコレログラムを示す。顕著な周期性はみられず、日雨量間の相関は低い。

無降雨継続日数と降雨継続日数との相関図を図 4.5.10 に示す。二つの変数間の相関係数は $-0.080(n=1914)$ である。降雨継続日数と日雨量との相関図を図 4.5.11 に示す。二つの変数間の係数は $0.421(n=1914)$ である。いずれも、変数間の相関は低い。

以上の結果から、三つの変数間の独立性は成立するものとして、模擬系列の発生を行う。

4.5.3 模擬系列の発生方法

日雨量模擬系列の発生方法を図 4.5.12 に、日雨量模擬系列のイメージを図 4.5.13 に示す。1 月 1 日を開始日として、1 月の無降雨継続日数の経験分布にしたがう乱数を 1 個発生させる。次に、降雨の開始日に対応する月における降雨継続日数の経験分布にしたがう乱数を 1 個発生させる。さらに、日雨量の模擬系列を発生させる。これを N 回繰り返す、系列の発生年数が N_y 年を超えた段階で発生を終了する。無降雨期間内のそれぞれの日雨量は 0mm とした。以上の方法により 1 つの日雨量時系列が得られ、これを M 回繰り返す。

4.5.4 シミュレーションの評価

図 4.5.14 の左図に、①観測値 (POT) の分布、②観測値にあてはめた GP 分布、③発生させた模擬系列の一例を指数確率紙にプロットした結果を示す。模擬系列は、後述の Mann-Kendall 検定の検証のために発生させた 100 組の系列のうち、 $M=13$ の例を示している。また、プロットティングポジションはカナンプロットを用いている。母分布として想定した②の曲線にしたがって、③のプロットが発生していることから、GP 分布にしたがう乱数が発生できていることがわかる。

次に、この模擬系列から毎年最大値 (AMS) を抽出する。Gumbel 確率紙に、①観測値から抽出した AMS、②模擬系列から抽出した AMS をプロットした結果を、図 4.5.14 右図に示す。模擬系列から抽出した AMS のプロットは、観測値から抽出した AMS のプロットと同じ形状を示している。これらのことから、発生させた模擬系列は、POT、AMS のいずれも、神戸の日雨量の分布を再現できていることがわかる。

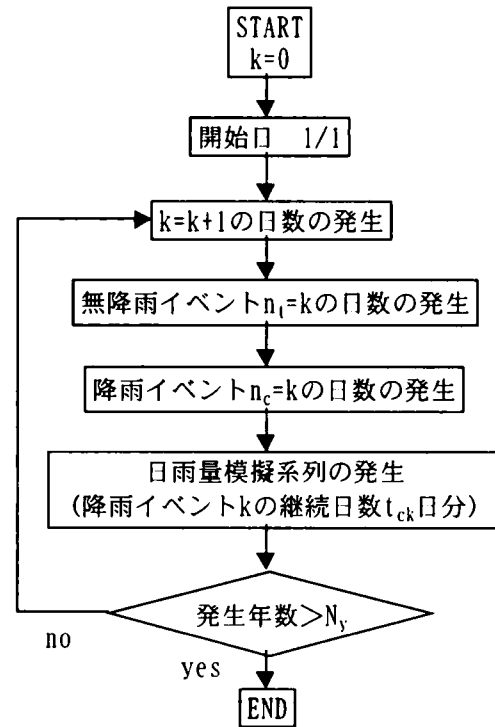


図 4.5.12 日雨量模擬系列の発生方法

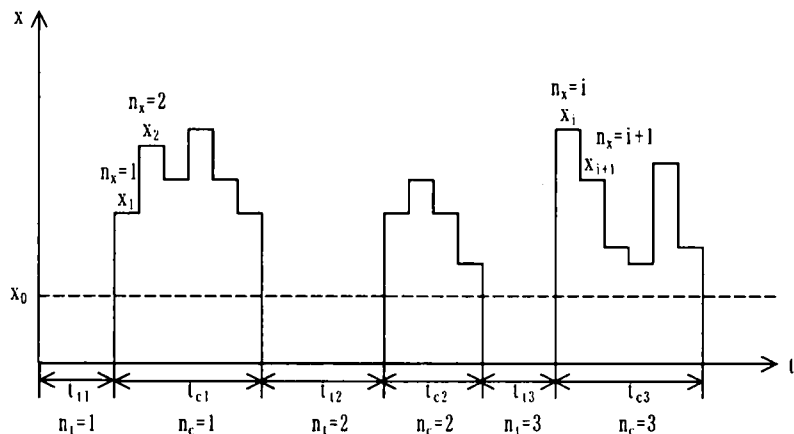


図 4.5.13 シミュレーションにより発生する降雨期間、無降雨期間と日雨量系列

4.5.5 Mann-Kendall 検定の検証

Mann-Kendall 検定の検証は、傾向変動の検定に必要な長期間のデータを得る必要があることを想定し、 $N_y=500$ 年間のデータを発生させる。また、標準統計量 Z の分布形を推定する必要があることから、 $M=5000$ 組発生させた。

これらの模擬系列から、POT (閾値を GP 分布の位置母数 $\xi=0.26$ 以上とした系列) および AMS を抽出する。また、1 年間の日雨量の合計値を年雨量として集計する。全ての日雨量、POT、AMS および年雨量に対して、Mann-Kendall 検定を行い、標準統計量 Z を算定する。それらの統計量を表 4.5.5 に、頻度分布を描いた結果を図 4.5.14 に示す。POT、AMS、年雨量の標準統計量 Z の分布は、標準正規分布にしたがうことがわかる。したがって、こ

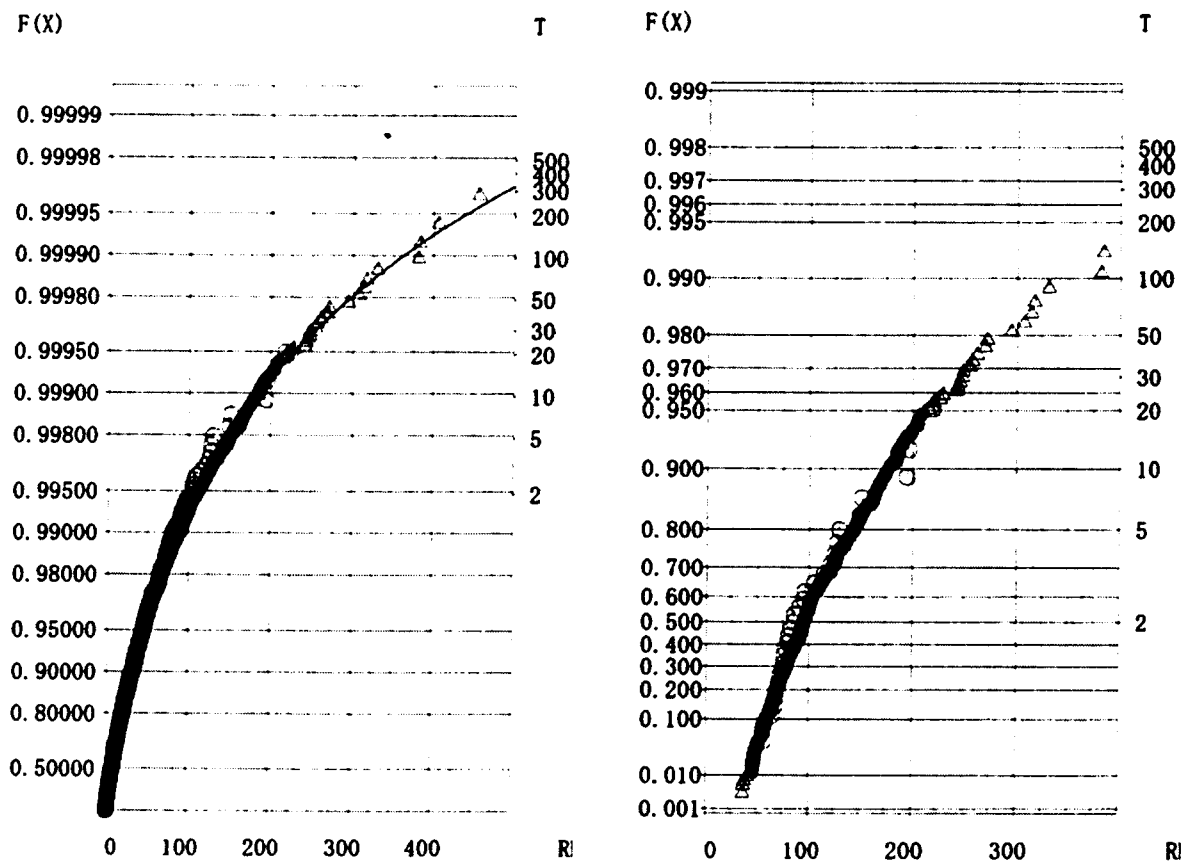


図 4.5.14 日雨量の観測値と模擬系列の分布の比較

左：日雨量の観測値とそれにあてはめた GP 分布および日雨量模擬系列

右：日雨量の毎年最大値と模擬系列から抽出した毎年最大値系列

これらの水文時系列に対して傾向変動を検定するために、Mann-Kendall 検定を適用し、帰無仮説の棄却基準として標準統計量 Z の値を用いることが可能である。

一方、日雨量の標準統計量 Z は、その統計量や頻度分布の形状からみて、標準正規分布にしたがうとは言えない。そこで、日雨量のデータの年数を 100 年から 500 年まで変化させて、それらのデータに対して標準統計量 Z を算定した(このときの M は 1000 組とした)。結果を図 4.5.16 に示す。参考として、年雨量に対しても同様に算定した結果を、図 4.5.17 に示す。この結果から、日雨量に対して適用した標準統計量 Z の分布は、データの年数によってその形状が変化することがわかる。したがって、日雨量に対して Mann-Kendall 検定を適用する場合には、年数に応じた棄却域を設定する必要がある。一方、年雨量に関しては、いずれの年数についても標準正規分布の形状を示していることから、棄却域は常に一定の値を用いることができる。日雨量の検定を行う場合の、有意水準 5% に相当する棄却基準を、図 4.5.16 の頻度分布から設定した。その値を表 4.5.6 に示す。

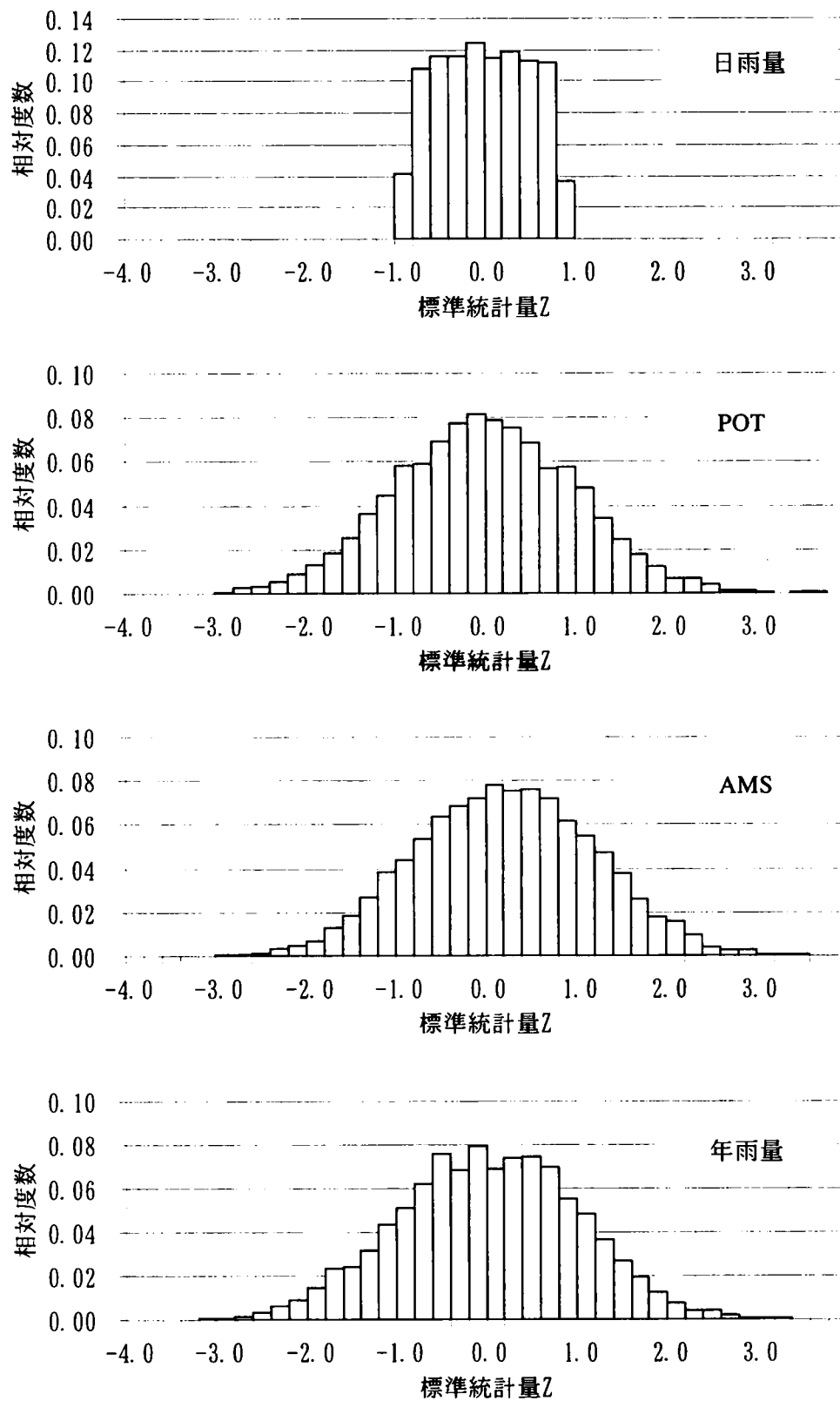


図 4.5.15 標準統計量 Z の頻度分布

表 4.5.5 標準統計量 Z の統計量 (母数一定、 $M=5000$)

	平均値	標準偏差	ひずみ係数
日雨量	-0.002	0.495	-0.002
PDS	-0.004	0.997	0.021
AMS	0.007	0.995	-0.041
年雨量	0.013	0.992	-0.001

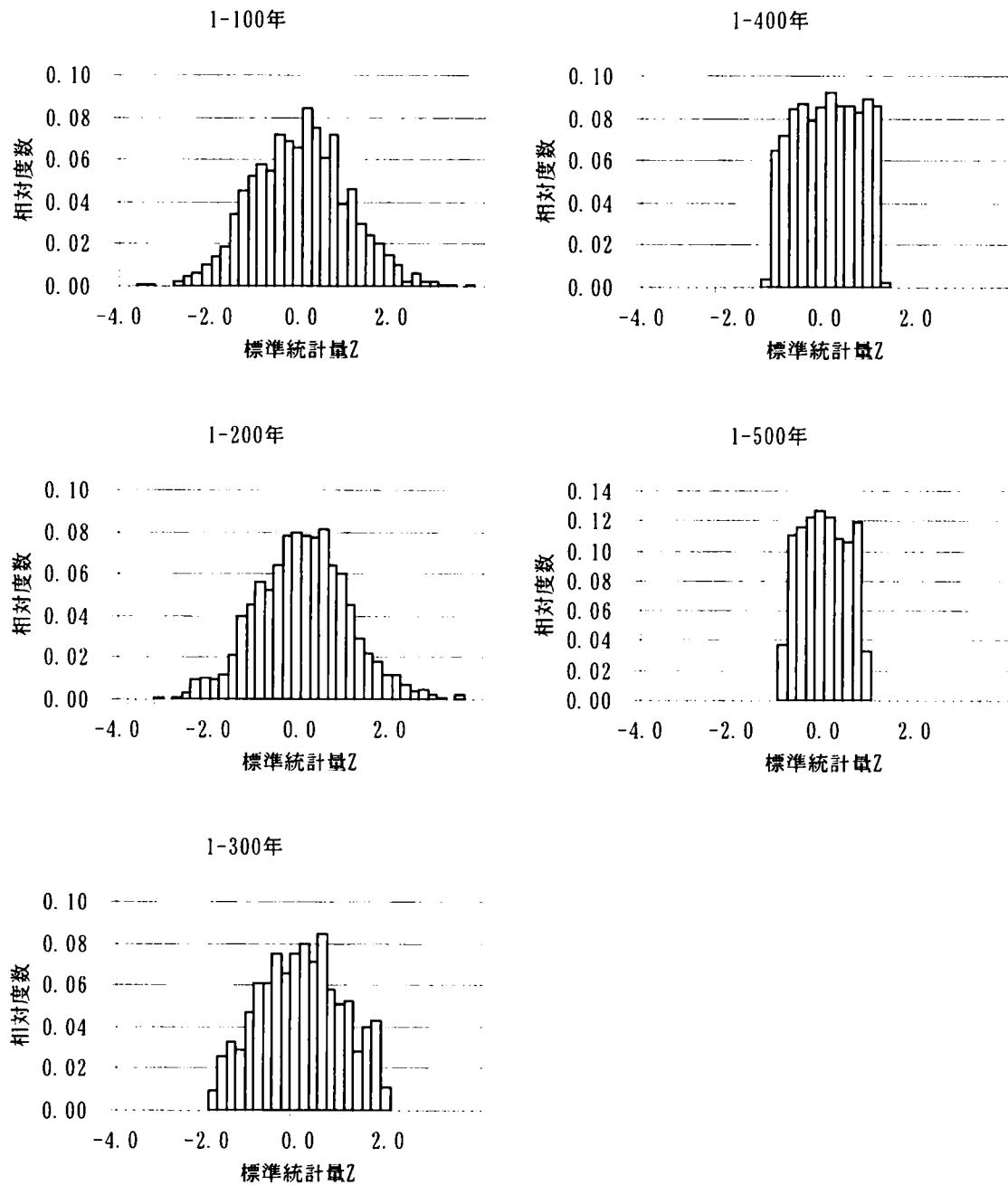


図 4. 5. 16 標準統計量 Z の頻度分布 (日雨量、 $M=1000$)

表4. 5. 6 日雨量の棄却域 (有意水準5%)

年数	100年	200年	300年	400年	500年
上側	2. 000	2. 133	1. 735	1. 147	0. 848
下側	-2. 000	-1. 978	-1. 677	-1. 060	-0. 810

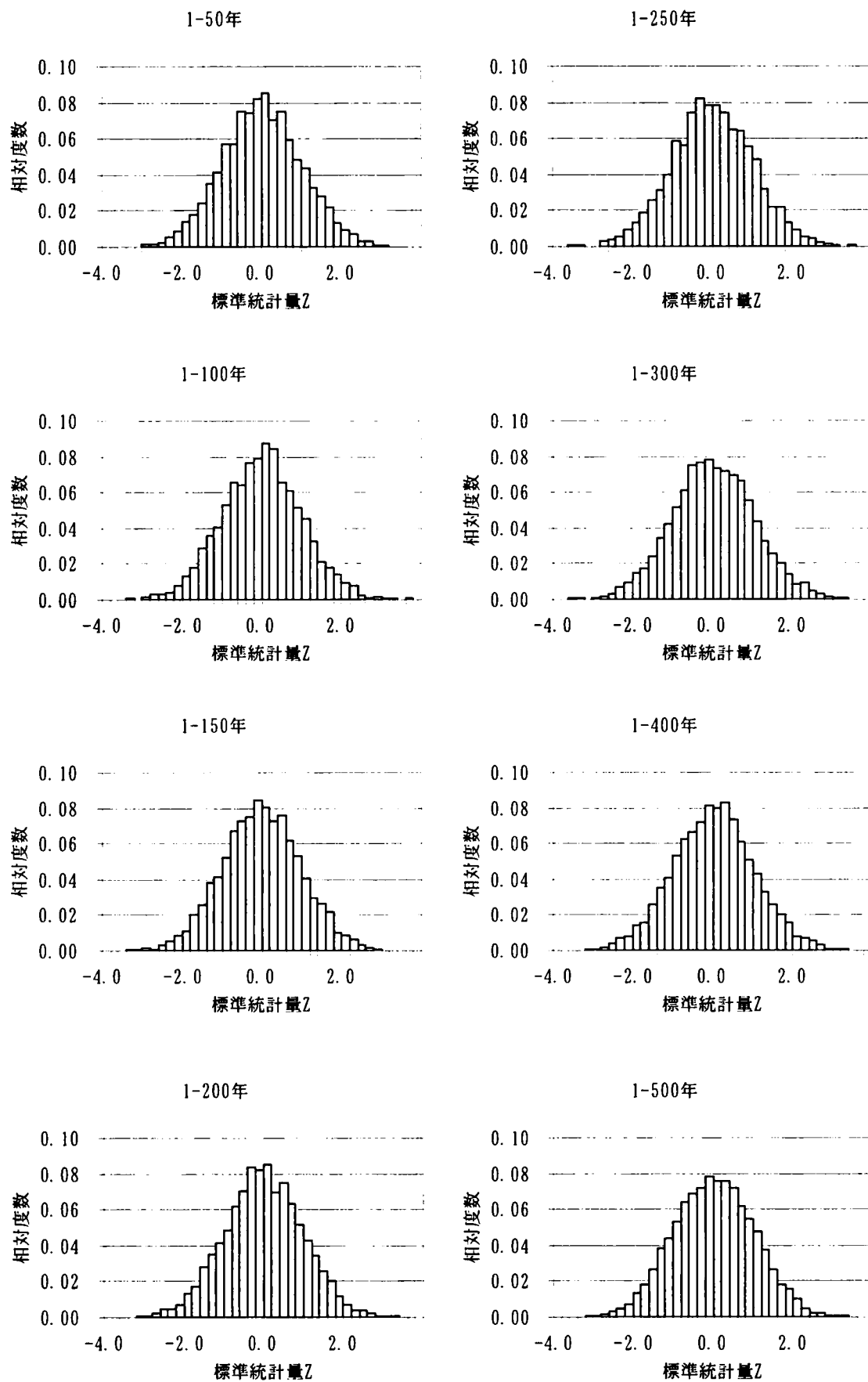


図 4.5.17 標準統計量 Z の頻度分布 (年雨量、 $M=1000$)

4.5.6 Mann-Kendall 検定の性能評価

(1) データの抽出

Mann-Kendall 検定の性能評価においては、日雨量の平均値が 100 年間で $r\%$ の増加するような傾向変動を持つ系列を発生させる。GP 分布とその母数と平均値、標準偏差との関係は、以下のとおりである。

$$\left. \begin{aligned} F(x) &= 1 - \left\{ 1 - \kappa \frac{x - \xi}{\alpha} \right\}^{\frac{1}{\kappa}} \\ \mu &= \xi + \frac{\alpha}{1 + \kappa} \\ \sigma^2 &= \frac{\alpha^2}{(1 + \kappa)^2 (1 + 2\kappa)} \end{aligned} \right\} \quad (4.6)$$

ここに、 α :尺度母数、 ξ :位置母数、 κ :形状母数、 μ :平均値、 σ :標準偏差である。

平均値を $r\%$ 増加させるため、発生させる期間内で位置母数 ξ と尺度母数 α のそれぞれを 100 年間で $r\%$ 増加させた。尺度母数 α を増加させているため、結果として、(4.7)式に示すように、標準偏差も 100 年間で $r\%$ の増加をすることになる。

$$\left. \begin{aligned} r\mu &= r\xi + \frac{r\alpha}{1 + \kappa} \\ \frac{(r\alpha)^2}{(1 + \kappa)^2 (1 + 2\kappa)} &= (r\sigma)^2 \end{aligned} \right\} \quad (4.7)$$

増加率 r は、5%、10%、15%、20%、25% の 5 ケース設定した。ある年の母数は同一の値を使用し、次の年に、位置母数、尺度母数ともに $r/100\%$ だけ増加させ、この母数をもとに日雨量発生させた。模擬系列の発生組数は、後述の 100 年あたりの増加率、データの年数と検定の確からしさとの関係を調べる必要があることから、 $M=100$ 組とした。母数を変化させて発生させた日雨量の模擬系列、すなわち 100 年間に $r\%$ の傾向変動をもつ模擬系列 ($N=500$ 年、 $M=100$ 組) から、最初の k 年間 ($k=50, 100, \dots, 450, 500$) の系列を抽出する。そして、POT、AMS を抽出し、年雨量を算定する。

(2) 模擬系列の傾向変動

模擬系列は、母数を経年的に変化させて、平均値と標準偏差が 100 年間で $r\%$ の増加率を持つように発生させている。そこで、発生した模擬系列に対して回帰直線を作成し、その回帰直線の増加率により模擬系列の発生の精度を確認する。具体的な方法は以下のとおりである。

- ①発生させた模擬系列を用いて、1 年間の総雨量（年雨量）および AMS を整理する。
- ②500 年間の模擬系列の中から、再度 $n(\leq 500)$ 年間の系列を再抽出する。例えば、 $n=100$ 年の場合、500 年間の系列の中から 5 つの系列を再抽出する。 n は 50, 100, 150, 200, 250,

300, 350, 400, 450, 500 年間の 10 とおりとする。 $n=200$ の場合は、0 年目から 199 年目と 200 年目から 399 年目の 2 つの系列を抽出する。

- ③再抽出したそれぞれの系列に対して回帰直線 ($y=Ax+B$) を推定する。このとき例えば、年雨量系列で $n=200$ を抽出したとき、200 年目から 399 年目の系列に対しては、説明変数 x を、新たに 1 から 200 (年目) とみなした値により係数 B を算定する。
- ④模擬系列の増加率は、100 年間で $r\%$ の増加率を想定していることを考え、100 年あたりで表示する。増加率 r_a は、推定した回帰直線から得られる $i=1$ のときの $y_1(=Ax_1+B)$ に対する 100 年間あたりの増加率とし、 $A \times 100$ (年間) $/y_1$ とする。
- ⑤発生させた 100 組の模擬系列に対して、②から④の手順を繰り返す。100 組の増加率 r_a を算定し、これらの平均値 E_{r_a} を算定する。

図 4.5.18 に $r=25\%$, $M=1$ の場合の年雨量系列と、それにあてはめた回帰直線を、図 4.5.7(2) に、 $r=25\%$, $M=1$ の場合の年最大日雨量系列と、それにあてはめた回帰直線の結果を示す。また、表 4.5.7、4.5.8、4.5.9 に、増加率を算定した結果を示す。表 4.5.7(1)~(5)は年雨量、表 4.5.8(1)~(5)は年最大日雨量(AMS)、表 4.5.9(1)~(5)は PDS に対する結果を示している。

これらの結果をみると、年数が経過するにしたがい、増加率が減少する。例えば年雨量、 $n=100$ 、 $r=25\%$ の場合、0 年目から 99 年目では 25% の増加率となるが、100 年目から 199 年目では 21%、200 年目から 299 年目では 17% となる。これは、年数が経過するにしたがい、平均値に加えて標準偏差も増加するためである。すなわち、年数が増加するほど、日雨量の値は平均的に大きくなるが、日単位あるいは年単位でのばらつきも大きくなるためである。その傾向は、年数が経過するにしたがい、回帰直線の係数 B (切片) が増加するものの、ばらつきが大きくなることから係数 A (傾き) は減少し、相関係数も小さくなることに表れている。

表 4. 5. 7 (1) 年雨量の増加率 (r=5%)

								100年あ		
期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	たり増加 率	増加率
0	49	0.9115	1164.8	1187.2	208.0	0.0641	1164.8	1209.5	0.0861	0.0422
50	99	0.6110	1198.0	1213.0	212.0	0.0384	1198.0	1227.9	0.0581	0.0284
100	149	0.6549	1230.4	1246.5	222.7	0.0415	1230.4	1262.5	0.0607	0.0298
150	199	0.6667	1261.5	1277.8	229.6	0.0407	1261.5	1294.1	0.0595	0.0292
200	249	0.5943	1292.4	1307.0	229.4	0.0378	1292.4	1321.5	0.0529	0.0259
250	299	0.3361	1330.6	1338.9	234.4	0.0229	1330.6	1347.1	0.0334	0.0164
300	349	0.8068	1343.7	1363.5	241.8	0.0476	1343.7	1383.3	0.0680	0.0333
350	399	0.6556	1369.0	1385.1	236.4	0.0353	1369.0	1401.2	0.0539	0.0264
400	449	0.5309	1414.9	1427.9	249.1	0.0281	1414.9	1440.9	0.0455	0.0223
450	499	0.1316	1448.1	1451.3	253.9	0.0071	1448.1	1454.5	0.0144	0.0071
0	99	0.5773	1171.5	1200.1	211.8	0.0781	1171.5	1228.6	0.0511	0.0506
100	199	0.6350	1230.7	1262.1	228.6	0.0792	1230.7	1293.6	0.0535	0.0530
200	299	0.5948	1293.5	1322.9	234.6	0.0730	1293.5	1352.4	0.0479	0.0474
300	399	0.5070	1349.2	1374.3	241.4	0.0609	1349.2	1399.4	0.0394	0.0390
400	499	0.4343	1418.1	1439.6	253.6	0.0494	1418.1	1461.1	0.0327	0.0324
0	149	0.6080	1170.2	1215.5	218.0	0.1206	1170.2	1260.8	0.0530	0.0789
150	299	0.6020	1263.0	1307.9	235.0	0.1096	1263.0	1352.7	0.0484	0.0720
300	449	0.6461	1344.0	1392.2	246.8	0.1141	1344.0	1440.3	0.0488	0.0728
0	199	0.6172	1169.7	1231.1	223.5	0.1590	1169.7	1292.5	0.0533	0.1061
200	399	0.5230	1296.6	1348.6	240.6	0.1255	1296.6	1400.6	0.0409	0.0815
0	249	0.6121	1170.1	1246.3	227.5	0.1938	1170.1	1322.5	0.0526	0.1310
250	499	0.5750	1321.7	1393.3	250.0	0.1658	1321.7	1464.9	0.0439	0.1093
0	299	0.6130	1170.1	1261.7	232.0	0.2280	1170.1	1353.4	0.0526	0.1574
0	349	0.6020	1171.2	1276.3	236.7	0.2565	1171.2	1381.3	0.0516	0.1799
0	399	0.5832	1173.5	1289.9	240.0	0.2804	1173.5	1406.2	0.0498	0.1988
0	449	0.5920	1172.3	1305.2	245.4	0.3134	1172.3	1438.1	0.0506	0.2272
0	499	0.5895	1172.7	1319.8	250.4	0.3397	1172.7	1466.9	0.0504	0.2513

表 4. 5. 7 (2) 年雨量の増加率 (r=10%)

									100年あ	
期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	たり増加 率	増加率
0	49	1.5045	1164.7	1201.6	211.2	0.1033	1164.7	1238.4	0.1373	0.0673
50	99	1.1962	1227.2	1256.5	220.0	0.0750	1227.2	1285.8	0.1048	0.0513
100	149	1.2445	1289.0	1319.5	236.2	0.0749	1289.0	1350.0	0.1042	0.0511
150	199	1.2620	1349.4	1380.3	248.5	0.0719	1349.4	1411.3	0.1004	0.0492
200	249	1.1805	1409.9	1438.9	253.0	0.0677	1409.9	1467.8	0.0908	0.0445
250	299	0.8958	1478.5	1500.4	262.9	0.0512	1478.5	1522.4	0.0689	0.0338
300	349	1.4239	1518.9	1553.8	275.9	0.0737	1518.9	1588.7	0.1019	0.0499
350	399	1.2501	1572.9	1603.5	274.0	0.0610	1572.9	1634.2	0.0857	0.0420
400	449	1.1097	1650.6	1677.8	293.0	0.0518	1650.6	1705.0	0.0754	0.0369
450	499	0.6324	1714.0	1729.5	302.7	0.0296	1714.0	1745.0	0.0423	0.0207
0	99	1.1620	1171.5	1229.0	218.8	0.1525	1171.5	1286.6	0.1011	0.1001
100	199	1.2255	1289.3	1349.9	246.4	0.1425	1289.3	1410.6	0.0971	0.0961
200	299	1.1829	1411.1	1469.6	262.2	0.1299	1411.1	1528.2	0.0858	0.0850
300	399	1.0799	1525.2	1578.7	278.5	0.1121	1525.2	1632.1	0.0727	0.0720
400	499	0.9931	1654.5	1703.7	301.2	0.0949	1654.5	1752.8	0.0622	0.0615
0	149	1.1948	1170.2	1259.2	230.2	0.2243	1170.2	1348.2	0.1032	0.1538
150	299	1.1910	1351.1	1439.9	262.3	0.1954	1351.1	1528.6	0.0889	0.1324
300	449	1.2424	1519.2	1611.7	288.9	0.1867	1519.2	1704.3	0.0826	0.1231
0	199	1.2052	1169.6	1289.5	241.7	0.2873	1169.6	1409.4	0.1036	0.2063
200	399	1.1006	1414.7	1524.2	277.3	0.2289	1414.7	1633.7	0.0785	0.1562
0	249	1.2001	1170.0	1319.4	252.0	0.3433	1170.0	1468.8	0.1029	0.2563
250	499	1.1603	1468.6	1613.0	297.6	0.2811	1468.6	1757.5	0.0794	0.1978
0	299	1.2016	1169.9	1349.5	263.4	0.3943	1169.9	1529.2	0.1030	0.3080
0	349	1.1897	1171.1	1378.7	275.4	0.4361	1171.1	1586.3	0.1018	0.3551
0	399	1.1682	1173.8	1406.8	285.7	0.4718	1173.8	1639.9	0.0997	0.3977
0	449	1.1789	1172.3	1436.9	299.5	0.5112	1172.3	1701.6	0.1007	0.4521
0	499	1.1760	1172.8	1466.2	312.8	0.5426	1172.8	1759.6	0.1004	0.5010

表 4.5.7 (3) 年雨量の増加率 (r=15%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	2.0975	1164.6	1216.0	214.8	0.1411	1164.6	1267.3	0.1885	0.0924
50	99	1.7816	1256.4	1300.1	228.4	0.1088	1256.4	1343.7	0.1493	0.0732
100	149	1.8342	1347.7	1392.6	250.0	0.1046	1347.7	1437.5	0.1440	0.0705
150	199	1.8575	1437.4	1482.9	267.7	0.0986	1437.4	1528.4	0.1362	0.0668
200	249	1.7667	1527.5	1570.8	276.7	0.0924	1527.5	1614.1	0.1229	0.0602
250	299	1.4557	1626.3	1662.0	291.6	0.0738	1626.3	1697.7	0.0980	0.0480
300	349	2.0412	1694.2	1744.2	310.2	0.0940	1694.2	1794.2	0.1288	0.0631
350	399	1.8447	1776.8	1822.0	311.8	0.0805	1776.8	1867.2	0.1101	0.0540
400	449	1.6885	1886.5	1927.8	337.1	0.0692	1886.5	1969.2	0.0978	0.0479
450	499	1.1333	1980.0	2007.8	351.6	0.0458	1980.0	2035.6	0.0627	0.0307
0	99	1.7468	1171.6	1258.0	227.1	0.2211	1171.6	1344.5	0.1512	0.1497
100	199	1.8161	1347.9	1437.7	265.0	0.1966	1347.9	1527.6	0.1369	0.1355
200	299	1.7711	1528.7	1616.4	290.4	0.1755	1528.7	1704.1	0.1180	0.1168
300	399	1.6529	1701.3	1783.1	316.1	0.1510	1701.3	1864.9	0.0991	0.0981
400	499	1.5521	1891.0	1967.8	349.3	0.1279	1891.0	2044.6	0.0843	0.0834
0	149	1.7817	1170.1	1302.9	244.8	0.3145	1170.1	1435.6	0.1535	0.2287
150	299	1.7801	1439.3	1571.9	291.2	0.2636	1439.3	1704.5	0.1245	0.1855
300	449	1.8389	1694.3	1831.3	332.3	0.2399	1694.3	1968.3	0.1094	0.1630
0	199	1.7933	1169.5	1347.9	263.6	0.3922	1169.5	1526.3	0.1540	0.3065
200	399	1.6783	1532.8	1699.7	316.3	0.3059	1532.8	1866.7	0.1102	0.2193
0	249	1.7882	1169.8	1392.5	281.6	0.4580	1169.8	1615.1	0.1533	0.3816
250	499	1.7458	1615.4	1832.8	348.3	0.3613	1615.4	2050.1	0.1085	0.2702
0	299	1.7903	1169.7	1437.4	301.4	0.5139	1169.7	1705.0	0.1534	0.4587
0	349	1.7774	1171.1	1481.2	321.9	0.5576	1171.1	1791.4	0.1520	0.5305
0	399	1.7534	1174.0	1523.8	340.6	0.5943	1174.0	1873.6	0.1496	0.5967
0	449	1.7659	1172.3	1568.7	363.7	0.6306	1172.3	1965.1	0.1508	0.6771
0	499	1.7627	1172.8	1612.6	386.1	0.6589	1172.8	2052.4	0.1504	0.7507

表 4.5.7 (4) 年雨量の増加率 (r=20%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	2.6905	1164.4	1230.4	218.7	0.1774	1164.4	1296.3	0.2397	0.1175
50	99	2.3669	1285.7	1343.6	237.0	0.1401	1285.7	1401.6	0.1918	0.0940
100	149	2.4238	1406.3	1465.6	263.9	0.1311	1406.3	1525.0	0.1804	0.0884
150	199	2.4528	1525.3	1585.4	287.0	0.1217	1525.3	1645.5	0.1680	0.0823
200	249	2.3528	1645.0	1702.7	300.6	0.1131	1645.0	1760.3	0.1504	0.0737
250	299	2.0154	1774.2	1823.5	320.4	0.0924	1774.2	1872.9	0.1222	0.0599
300	349	2.6583	1869.4	1934.5	344.6	0.1103	1869.4	1999.7	0.1506	0.0738
350	399	2.4392	1980.7	2040.4	349.7	0.0957	1980.7	2100.2	0.1295	0.0635
400	449	2.2672	2122.3	2177.8	381.2	0.0827	2122.3	2233.4	0.1152	0.0564
450	499	1.6341	2246.0	2286.0	400.6	0.0580	2246.0	2326.1	0.0783	0.0384
0	99	2.3315	1171.6	1287.0	236.4	0.2836	1171.6	1402.4	0.2012	0.1992
100	199	2.4066	1406.4	1525.5	284.3	0.2431	1406.4	1644.7	0.1733	0.1716
200	299	2.3591	1646.3	1763.1	319.3	0.2128	1646.3	1879.9	0.1455	0.1440
300	399	2.2259	1877.3	1987.5	354.1	0.1814	1877.3	2097.7	0.1206	0.1194
400	499	2.1110	2127.4	2231.9	397.6	0.1527	2127.4	2336.4	0.1015	0.1005
0	149	2.3684	1170.1	1346.5	261.4	0.3916	1170.1	1523.0	0.2037	0.3036
150	299	2.3691	1527.4	1703.9	321.3	0.3184	1527.4	1880.4	0.1560	0.2324
300	449	2.4353	1869.5	2050.9	376.5	0.2803	1869.5	2232.4	0.1311	0.1954
0	199	2.3813	1169.3	1406.3	288.3	0.4762	1169.3	1643.2	0.2044	0.4068
200	399	2.2560	1650.8	1875.3	356.9	0.3643	1650.8	2099.8	0.1374	0.2735
0	249	2.3762	1169.7	1465.5	314.9	0.5444	1169.7	1761.4	0.2036	0.5069
250	499	2.3312	1762.2	2052.5	401.0	0.4192	1762.2	2342.7	0.1328	0.3306
0	299	2.3789	1169.6	1525.2	343.7	0.5991	1169.6	1880.9	0.2038	0.6094
0	349	2.3650	1171.0	1583.7	373.3	0.6400	1171.0	1996.4	0.2022	0.7058
0	399	2.3385	1174.2	1640.8	400.7	0.6737	1174.2	2107.3	0.1994	0.7956
0	449	2.3527	1172.3	1700.5	433.5	0.7049	1172.3	2228.6	0.2009	0.9020
0	499	2.3492	1172.9	1759.0	465.2	0.7288	1172.9	2345.1	0.2005	1.0004

表 4. 5. 7 (5) 年雨量の増加率 (r=25%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あ たり増加 率	増加率
0	49	3.2834	1164.3	1244.8	222.9	0.2121	1164.3	1325.2	0.2909	0.1426
50	99	2.9522	1314.9	1387.2	245.9	0.1690	1314.9	1459.5	0.2325	0.1139
100	149	3.0133	1464.9	1538.7	278.0	0.1548	1464.9	1612.5	0.2139	0.1048
150	199	3.0481	1613.3	1688.0	306.4	0.1418	1613.3	1762.6	0.1962	0.0961
200	249	2.9388	1762.5	1834.5	324.7	0.1307	1762.5	1906.5	0.1743	0.0854
250	299	2.5750	1922.0	1985.1	349.4	0.1079	1922.0	2048.2	0.1427	0.0699
300	349	3.2754	2044.6	2124.9	379.0	0.1235	2044.6	2205.1	0.1687	0.0827
350	399	3.0337	2184.5	2258.9	387.7	0.1080	2184.5	2333.2	0.1453	0.0712
400	449	2.8459	2358.0	2427.8	425.4	0.0933	2358.0	2497.5	0.1291	0.0633
450	499	2.1349	2511.9	2564.2	449.7	0.0676	2511.9	2616.5	0.0906	0.0444
0	99	2.9161	1171.6	1316.0	246.7	0.3402	1171.6	1460.3	0.2512	0.2487
100	199	2.9970	1465.0	1613.3	304.2	0.2831	1465.0	1761.7	0.2069	0.2048
200	299	2.9472	1763.9	1909.8	348.5	0.2436	1763.9	2055.7	0.1693	0.1676
300	399	2.7987	2053.3	2191.9	392.5	0.2057	2053.3	2330.4	0.1384	0.1370
400	499	2.6698	2363.8	2496.0	446.1	0.1721	2363.8	2628.2	0.1152	0.1141
0	149	2.9552	1170.0	1390.2	279.6	0.4570	1170.0	1610.4	0.2540	0.3785
150	299	2.9581	1615.5	1835.9	352.3	0.3628	1615.5	2056.2	0.1840	0.2742
300	449	3.0316	2044.6	2270.5	421.2	0.3118	2044.6	2496.3	0.1492	0.2223
0	199	2.9692	1169.2	1464.6	315.3	0.5433	1169.2	1760.1	0.2548	0.5070
200	399	2.8336	1768.9	2050.8	398.7	0.4097	1768.9	2332.8	0.1610	0.3204
0	249	2.9642	1169.6	1538.6	350.9	0.6096	1169.6	1907.7	0.2539	0.6323
250	499	2.9165	1909.1	2272.2	454.9	0.4623	1909.1	2635.3	0.1533	0.3817
0	299	2.9674	1169.4	1613.0	389.0	0.6605	1169.4	2056.7	0.2543	0.7602
0	349	2.9526	1170.9	1686.2	427.8	0.6973	1170.9	2201.4	0.2525	0.8811
0	399	2.9236	1174.5	1757.7	464.2	0.7271	1174.5	2341.0	0.2492	0.9943
0	449	2.9395	1172.3	1832.2	506.6	0.7537	1172.3	2492.1	0.2510	1.1270
0	499	2.9357	1172.9	1905.4	547.7	0.7737	1172.9	2637.8	0.2505	1.2501

表 4. 5. 8 (1) 年最大日雨量の増加率 (r=5%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	0.1786	107.1	111.5	61.6	0.0448	107.1	115.9	0.2521	0.1235
50	99	0.0922	111.5	113.7	61.1	0.0138	111.5	116.0	0.1599	0.0784
100	149	0.0368	115.0	115.9	63.9	0.0121	115.0	116.8	0.1226	0.0601
150	199	0.0762	118.6	120.4	67.7	0.0175	118.6	122.3	0.1450	0.0710
200	249	0.0263	122.2	122.8	66.9	0.0114	122.2	123.4	0.0998	0.0489
250	299	-0.0541	127.1	125.7	67.2	-0.0054	127.1	124.4	0.0468	0.0229
300	349	-0.0407	127.2	126.2	65.2	-0.0077	127.2	125.2	0.0405	0.0198
350	399	-0.0120	126.9	126.6	62.2	0.0017	126.9	126.3	0.0471	0.0231
400	449	-0.0362	133.7	132.8	72.1	-0.0131	133.7	131.9	0.0707	0.0347
450	499	-0.0327	136.2	135.4	73.7	-0.0049	136.2	134.6	0.0376	0.0184
0	99	0.0672	109.3	112.6	62.8	0.0348	109.3	115.9	0.0828	0.0819
100	199	0.0826	114.1	118.2	68.2	0.0401	114.1	122.2	0.0971	0.0961
200	299	0.0406	122.3	124.3	69.0	0.0138	122.3	126.3	0.0540	0.0534
300	399	-0.0005	126.4	126.4	65.2	0.0048	126.4	126.4	0.0175	0.0173
400	499	0.0303	132.6	134.1	74.8	0.0109	132.6	135.6	0.0395	0.0391
0	149	0.0503	110.0	113.7	64.9	0.0340	110.0	117.5	0.0567	0.0845
150	299	0.0488	119.4	123.0	70.1	0.0278	119.4	126.6	0.0498	0.0742
300	449	0.0555	124.4	128.5	69.2	0.0367	124.4	132.7	0.0568	0.0847
0	199	0.0603	109.4	115.4	67.0	0.0535	109.4	121.4	0.0608	0.1209
200	399	0.0211	123.2	125.3	68.3	0.0190	123.2	127.4	0.0220	0.0437
0	249	0.0595	109.5	116.9	67.8	0.0648	109.5	124.3	0.0570	0.1420
250	499	0.0485	123.3	129.4	71.5	0.0502	123.3	135.4	0.0431	0.1072
0	299	0.0588	109.6	118.3	68.7	0.0746	109.6	127.1	0.0566	0.1694
0	349	0.0534	110.2	119.5	69.0	0.0790	110.2	128.8	0.0506	0.1766
0	399	0.0474	110.9	120.4	68.5	0.0810	110.9	129.8	0.0444	0.1771
0	449	0.0497	110.6	121.7	69.6	0.0938	110.6	132.9	0.0463	0.2080
0	499	0.0509	110.4	123.1	70.6	0.1047	110.4	135.8	0.0474	0.2365

表 4. 5. 8 (2) 年最大日雨量の増加率 (r=10%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	0.2353	107.1	112.9	62.4	0.0577	107.1	118.6	0.3082	0.1510
50	99	0.1486	114.2	117.8	63.3	0.0263	114.2	121.5	0.2104	0.1031
100	149	0.0899	120.5	122.7	67.7	0.0234	120.5	124.9	0.1678	0.0822
150	199	0.1334	126.8	130.1	73.2	0.0280	126.8	133.4	0.1881	0.0922
200	249	0.0782	133.3	135.2	73.7	0.0213	133.3	137.1	0.1390	0.0681
250	299	-0.0114	141.2	140.9	75.4	0.0043	141.2	140.6	0.0833	0.0408
300	349	0.0004	143.8	143.8	74.2	0.0017	143.8	143.8	0.0744	0.0365
350	399	0.0309	145.8	146.6	71.9	0.0108	145.8	147.3	0.0789	0.0387
400	449	0.0028	156.0	156.1	84.8	-0.0053	156.0	156.1	0.1017	0.0498
450	499	0.0053	161.2	161.4	87.8	0.0025	161.2	161.5	0.0660	0.0323
0	99	0.1222	109.3	115.3	64.4	0.0594	109.3	121.4	0.1346	0.1333
100	199	0.1395	119.5	126.4	73.0	0.0610	119.5	133.3	0.1428	0.1414
200	299	0.0940	133.4	138.0	76.6	0.0325	133.4	142.7	0.0923	0.0914
300	399	0.0453	142.9	145.2	74.9	0.0229	142.9	147.4	0.0503	0.0498
400	499	0.0806	154.7	158.7	88.6	0.0257	154.7	162.7	0.0694	0.0687
0	149	0.1047	110.0	117.8	67.4	0.0685	110.0	125.6	0.1073	0.1599
150	299	0.1033	127.7	135.4	77.3	0.0559	127.7	143.1	0.0905	0.1349
300	449	0.1101	140.6	148.8	80.3	0.0617	140.6	157.0	0.0914	0.1362
0	199	0.1156	109.4	120.9	70.5	0.0971	109.4	132.4	0.1120	0.2230
200	399	0.0710	134.5	141.6	77.2	0.0548	134.5	148.7	0.0581	0.1156
0	249	0.1148	109.4	123.7	72.2	0.1171	109.4	138.0	0.1079	0.2687
250	499	0.1023	137.0	149.7	83.1	0.0907	137.0	162.5	0.0789	0.1964
0	299	0.1140	109.5	126.6	74.1	0.1344	109.5	143.6	0.1077	0.3221
0	349	0.1080	110.2	129.1	75.1	0.1467	110.2	147.9	0.1006	0.3511
0	399	0.1011	111.1	131.2	75.4	0.1567	111.1	151.4	0.0931	0.3713
0	449	0.1037	110.7	134.0	77.6	0.1753	110.7	157.3	0.0955	0.4287
0	499	0.1052	110.5	136.7	79.7	0.1917	110.5	163.0	0.0969	0.4833

表 4. 5. 8 (3) 年最大日雨量の増加率 (r=15%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	0.2919	107.1	114.2	63.2	0.0702	107.1	121.4	0.3644	0.1786
50	99	0.2051	116.9	121.9	65.6	0.0380	116.9	126.9	0.2587	0.1268
100	149	0.1430	126.0	129.5	71.4	0.0336	126.0	133.0	0.2091	0.1025
150	199	0.1907	135.1	139.8	78.6	0.0370	135.1	144.5	0.2260	0.1108
200	249	0.1301	144.4	147.6	80.4	0.0295	144.4	150.8	0.1721	0.0843
250	299	0.0312	155.3	156.1	83.5	0.0121	155.3	156.8	0.1132	0.0555
300	349	0.0415	160.4	161.4	83.3	0.0091	160.4	162.4	0.1013	0.0496
350	399	0.0737	164.7	166.5	81.7	0.0177	164.7	168.3	0.1034	0.0507
400	449	0.0417	178.3	179.3	97.4	0.0006	178.3	180.3	0.1249	0.0612
450	499	0.0433	186.3	187.3	101.9	0.0079	186.3	188.4	0.0868	0.0425
0	99	0.1772	109.3	118.1	66.0	0.0827	109.3	126.8	0.1865	0.1847
100	199	0.1965	124.9	134.6	77.9	0.0792	124.9	144.3	0.1847	0.1828
200	299	0.1474	144.5	151.8	84.4	0.0478	144.5	159.1	0.1248	0.1236
300	399	0.0911	159.5	164.0	84.6	0.0368	159.5	168.5	0.0763	0.0756
400	499	0.1309	176.8	183.3	102.4	0.0366	176.8	189.8	0.0918	0.0909
0	149	0.1591	110.0	121.9	69.9	0.1004	110.0	133.7	0.1579	0.2353
150	299	0.1578	136.1	147.8	84.5	0.0793	136.1	159.6	0.1263	0.1882
300	449	0.1648	156.8	169.1	91.4	0.0805	156.8	181.4	0.1189	0.1771
0	199	0.1708	109.3	126.3	74.2	0.1362	109.3	143.3	0.1634	0.3252
200	399	0.1210	145.9	157.9	86.2	0.0832	145.9	169.9	0.0887	0.1765
0	249	0.1700	109.4	130.6	76.9	0.1628	109.4	151.8	0.1589	0.3956
250	499	0.1562	150.7	170.1	94.9	0.1210	150.7	189.6	0.1082	0.2695
0	299	0.1693	109.5	134.8	79.7	0.1855	109.5	160.1	0.1589	0.4751
0	349	0.1625	110.3	138.6	81.7	0.2031	110.3	167.0	0.1506	0.5257
0	399	0.1548	111.2	142.1	82.7	0.2185	111.2	173.0	0.1416	0.5651
0	449	0.1577	110.8	146.3	86.1	0.2402	110.8	181.7	0.1446	0.6493
0	499	0.1594	110.6	150.4	89.3	0.2591	110.6	190.1	0.1463	0.7300

表 4. 5. 8 (4) 年最大日雨量の増加率 (r=20%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	2.6905	1164.4	1230.4	218.7	0.1774	1164.4	1296.3	0.2397	0.1175
50	99	2.3669	1285.7	1343.6	237.0	0.1401	1285.7	1401.6	0.1918	0.0940
100	149	2.4238	1406.3	1465.6	263.9	0.1311	1406.3	1525.0	0.1804	0.0884
150	199	2.4528	1525.3	1585.4	287.0	0.1217	1525.3	1645.5	0.1680	0.0823
200	249	2.3528	1645.0	1702.7	300.6	0.1131	1645.0	1760.3	0.1504	0.0737
250	299	2.0154	1774.2	1823.5	320.4	0.0924	1774.2	1872.9	0.1222	0.0599
300	349	2.6583	1869.4	1934.5	344.6	0.1103	1869.4	1999.7	0.1506	0.0738
350	399	2.4392	1980.7	2040.4	349.7	0.0957	1980.7	2100.2	0.1295	0.0635
400	449	2.2672	2122.3	2177.8	381.2	0.0827	2122.3	2233.4	0.1152	0.0564
450	499	1.6341	2246.0	2286.0	400.6	0.0580	2246.0	2326.1	0.0783	0.0384
0	99	2.3315	1171.6	1287.0	236.4	0.2836	1171.6	1402.4	0.2012	0.1992
100	199	2.4066	1406.4	1525.5	284.3	0.2431	1406.4	1644.7	0.1733	0.1716
200	299	2.3591	1646.3	1763.1	319.3	0.2128	1646.3	1879.9	0.1455	0.1440
300	399	2.2259	1877.3	1987.5	354.1	0.1814	1877.3	2097.7	0.1206	0.1194
400	499	2.1110	2127.4	2231.9	397.6	0.1527	2127.4	2336.4	0.1015	0.1005
0	149	2.3684	1170.1	1346.5	261.4	0.3916	1170.1	1523.0	0.2037	0.3036
150	299	2.3691	1527.4	1703.9	321.3	0.3184	1527.4	1880.4	0.1560	0.2324
300	449	2.4353	1869.5	2050.9	376.5	0.2803	1869.5	2232.4	0.1311	0.1954
0	199	2.3813	1169.3	1406.3	288.3	0.4762	1169.3	1643.2	0.2044	0.4068
200	399	2.2560	1650.8	1875.3	356.9	0.3643	1650.8	2099.8	0.1374	0.2735
0	249	2.3762	1169.7	1465.5	314.9	0.5444	1169.7	1761.4	0.2036	0.5069
250	499	2.3312	1762.2	2052.5	401.0	0.4192	1762.2	2342.7	0.1328	0.3306
0	299	2.3789	1169.6	1525.2	343.7	0.5991	1169.6	1880.9	0.2038	0.6094
0	349	2.3650	1171.0	1583.7	373.3	0.6400	1171.0	1996.4	0.2022	0.7058
0	399	2.3385	1174.2	1640.8	400.7	0.6737	1174.2	2107.3	0.1994	0.7956
0	449	2.3527	1172.3	1700.5	433.5	0.7049	1172.3	2228.6	0.2009	0.9020
0	499	2.3492	1172.9	1759.0	465.2	0.7288	1172.9	2345.1	0.2005	1.0004

表 4.5.8(5) 年最大日雨量の増加率 (r=25%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あ たり増加 率	増加率
0	49	0.4051	107.0	117.0	64.9	0.0943	107.0	126.9	0.4772	0.2338
50	99	0.3181	122.3	130.1	70.1	0.0590	122.3	137.9	0.3490	0.1710
100	149	0.2491	136.9	143.0	79.0	0.0509	136.9	149.1	0.2819	0.1381
150	199	0.3053	151.6	159.1	89.6	0.0518	151.6	166.6	0.2895	0.1419
200	249	0.2338	166.6	172.4	94.0	0.0424	166.6	178.1	0.2252	0.1104
250	299	0.1165	183.5	186.4	99.8	0.0239	183.5	189.2	0.1593	0.0781
300	349	0.1237	193.6	196.6	101.5	0.0199	193.6	199.7	0.1413	0.0692
350	399	0.1595	202.5	206.5	101.3	0.0276	202.5	210.4	0.1387	0.0680
400	449	0.1197	222.9	225.8	122.7	0.0086	222.9	228.7	0.1575	0.0772
450	499	0.1193	236.3	239.2	130.2	0.0151	236.3	242.2	0.1152	0.0564
0	99	0.2873	109.3	123.5	69.4	0.1258	109.3	137.7	0.2906	0.2877
100	199	0.3104	135.7	151.1	87.7	0.1095	135.7	166.4	0.2584	0.2558
200	299	0.2543	166.8	179.4	99.8	0.0714	166.8	192.0	0.1768	0.1751
300	399	0.1826	192.5	201.5	104.0	0.0567	192.5	210.6	0.1150	0.1139
400	499	0.2315	221.1	232.5	130.0	0.0515	221.1	244.0	0.1231	0.1219
0	149	0.2678	110.1	130.0	75.3	0.1572	110.1	150.0	0.2594	0.3865
150	299	0.2667	152.7	172.6	99.0	0.1156	152.7	192.5	0.1862	0.2775
300	449	0.2741	189.2	209.6	113.8	0.1071	189.2	230.0	0.1597	0.2380
0	199	0.2814	109.3	137.3	81.9	0.2031	109.3	165.3	0.2664	0.5302
200	399	0.2209	168.5	190.5	104.3	0.1250	168.5	212.4	0.1375	0.2737
0	249	0.2806	109.4	144.3	86.7	0.2379	109.4	179.2	0.2610	0.6499
250	499	0.2640	178.0	210.9	118.6	0.1634	178.0	243.8	0.1534	0.3820
0	299	0.2798	109.5	151.3	91.7	0.2666	109.5	193.1	0.2615	0.7820
0	349	0.2717	110.4	157.8	95.6	0.2901	110.4	205.2	0.2508	0.8751
0	399	0.2621	111.6	163.9	98.4	0.3110	111.6	216.2	0.2385	0.9517
0	449	0.2658	111.1	170.8	104.2	0.3341	111.1	230.4	0.2428	1.0901
0	499	0.2679	110.8	177.6	109.9	0.3540	110.8	244.4	0.2452	1.2236

表 4. 5. 9 (1) 日雨量 (POT) の増加率 (r=5%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	0.0430	12.3	13.3	18.9	0.0349	12.3	12.6	0.3985	0.0218
50	99	0.0060	13.8	13.9	19.3	0.0043	13.8	14.0	0.0489	0.0240
100	149	0.0073	14.1	14.2	19.9	0.0053	14.1	14.4	0.0579	0.0284
150	199	0.0078	14.4	14.6	20.5	0.0055	14.4	14.8	0.0596	0.0292
200	249	0.0078	14.8	14.9	20.8	0.0055	14.8	15.1	0.0579	0.0284
250	299	0.0032	15.2	15.3	21.3	0.0025	15.2	15.4	0.0274	0.0134
300	349	0.0052	15.5	15.6	21.5	0.0036	15.5	15.7	0.0399	0.0195
350	399	0.0071	15.7	15.9	21.5	0.0047	15.7	16.0	0.0495	0.0242
400	449	0.0067	16.1	16.3	22.6	0.0041	16.1	16.5	0.0474	0.0232
450	499	0.0021	16.5	16.6	23.0	0.0014	16.5	16.6	0.0165	0.0083
0	99	0.0155	12.8	13.6	19.1	0.0241	12.8	13.1	0.1288	0.0209
100	199	0.0073	14.1	14.4	20.2	0.0104	14.1	14.8	0.0530	0.0525
200	299	0.0066	14.8	15.1	21.1	0.0090	14.8	15.4	0.0462	0.0457
300	399	0.0055	15.4	15.7	21.6	0.0075	15.4	16.0	0.0372	0.0368
400	499	0.0056	16.2	16.4	22.9	0.0070	16.2	16.7	0.0360	0.0355
0	149	0.0107	13.0	13.8	19.4	0.0243	13.0	13.4	0.0847	0.0329
150	299	0.0069	14.4	14.9	20.9	0.0142	14.4	15.5	0.0484	0.0721
300	449	0.0071	15.4	15.9	21.9	0.0140	15.4	16.4	0.0465	0.0693
0	199	0.0091	13.1	14.0	19.7	0.0270	13.1	13.7	0.0706	0.0442
200	399	0.0060	14.8	15.4	21.4	0.0164	14.8	16.0	0.0411	0.0817
0	249	0.0083	13.2	14.2	20.0	0.0304	13.2	13.9	0.0641	0.0538
250	499	0.0066	15.1	15.9	22.1	0.0215	15.1	16.7	0.0438	0.1089
0	299	0.0079	13.2	14.4	20.2	0.0340	13.2	14.1	0.0604	0.0653
0	349	0.0075	13.2	14.5	20.4	0.0375	13.2	14.2	0.0573	0.0763
0	399	0.0072	13.3	14.7	20.6	0.0406	13.3	14.4	0.0545	0.0852
0	449	0.0072	13.3	14.9	20.8	0.0449	13.3	14.6	0.0541	0.0971
0	499	0.0071	13.3	15.0	21.1	0.0486	13.3	14.7	0.0534	0.1068

表 4. 5. 9 (2) 日雨量 (POT) の増加率 (r=10%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	0.0498	12.3	13.4	19.1	0.0397	12.3	12.7	0.4550	0.0327
50	99	0.0127	14.1	14.4	20.0	0.0090	14.1	14.7	0.0954	0.0467
100	149	0.0141	14.7	15.1	21.0	0.0096	14.7	15.4	0.1013	0.0496
150	199	0.0147	15.4	15.8	22.2	0.0095	15.4	16.1	0.1004	0.0492
200	249	0.0146	16.1	16.4	22.9	0.0093	16.1	16.8	0.0959	0.0470
250	299	0.0095	16.9	17.1	23.9	0.0060	16.9	17.4	0.0628	0.0308
300	349	0.0116	17.5	17.8	24.5	0.0070	17.5	18.0	0.0732	0.0359
350	399	0.0139	18.0	18.3	24.9	0.0079	18.0	18.7	0.0811	0.0397
400	449	0.0134	18.8	19.2	26.6	0.0071	18.8	19.5	0.0772	0.0378
450	499	0.0079	19.6	19.8	27.4	0.0042	19.6	20.0	0.0443	0.0218
0	99	0.0222	12.8	13.9	19.6	0.0335	12.8	13.4	0.1813	0.0421
100	199	0.0140	14.7	15.4	21.7	0.0188	14.7	16.1	0.0965	0.0956
200	299	0.0133	16.1	16.8	23.4	0.0164	16.1	17.5	0.0840	0.0832
300	399	0.0121	17.5	18.1	24.8	0.0142	17.5	18.7	0.0705	0.0698
400	499	0.0121	18.9	19.5	27.0	0.0128	18.9	20.1	0.0656	0.0646
0	149	0.0174	13.0	14.3	20.1	0.0379	13.0	13.9	0.1363	0.0650
150	299	0.0136	15.4	16.4	23.1	0.0256	15.4	17.5	0.0889	0.1324
300	449	0.0138	17.4	18.4	25.4	0.0236	17.4	19.4	0.0802	0.1194
0	199	0.0158	13.1	14.7	20.7	0.0446	13.1	14.3	0.1219	0.0871
200	399	0.0126	16.2	17.4	24.1	0.0303	16.2	18.7	0.0786	0.1564
0	249	0.0151	13.2	15.0	21.2	0.0517	13.2	14.6	0.1153	0.1073
250	499	0.0133	16.8	18.4	25.6	0.0374	16.8	20.1	0.0794	0.1972
0	299	0.0146	13.2	15.4	21.7	0.0587	13.2	14.9	0.1114	0.1298
0	349	0.0143	13.2	15.7	22.1	0.0653	13.2	15.3	0.1081	0.1515
0	399	0.0139	13.3	16.0	22.5	0.0715	13.3	15.6	0.1050	0.1707
0	449	0.0139	13.3	16.4	23.0	0.0785	13.3	15.9	0.1047	0.1938
0	499	0.0138	13.3	16.7	23.5	0.0846	13.3	16.2	0.1038	0.2137

表 4. 5. 9 (3) 日雨量 (POT) の増加率 (r=15%)

期間	A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率	
0	49	0.0566	12.3	13.6	19.3	0.0444	12.3	12.8	0.5115	0.0435
50	99	0.0194	14.4	14.9	20.7	0.0133	14.4	15.4	0.1397	0.0684
100	149	0.0208	15.4	15.9	22.2	0.0135	15.4	16.4	0.1410	0.0691
150	199	0.0215	16.4	16.9	23.8	0.0130	16.4	17.5	0.1362	0.0668
200	249	0.0214	17.4	18.0	25.0	0.0125	17.4	18.5	0.1281	0.0628
250	299	0.0158	18.6	19.0	26.4	0.0089	18.6	19.4	0.0917	0.0449
300	349	0.0181	19.5	19.9	27.5	0.0096	19.5	20.4	0.0997	0.0489
350	399	0.0206	20.3	20.8	28.3	0.0104	20.3	21.4	0.1055	0.0517
400	449	0.0202	21.5	22.0	30.5	0.0093	21.5	22.5	0.0996	0.0488
450	499	0.0138	22.6	23.0	31.9	0.0062	22.6	23.3	0.0647	0.0317
0	99	0.0289	12.8	14.2	20.1	0.0425	12.8	13.7	0.2338	0.0633
100	199	0.0208	15.4	16.4	23.1	0.0261	15.4	17.4	0.1363	0.1349
200	299	0.0200	17.5	18.5	25.8	0.0224	17.5	19.5	0.1160	0.1149
300	399	0.0186	19.5	20.4	28.0	0.0193	19.5	21.3	0.0969	0.0959
400	499	0.0186	21.6	22.5	31.2	0.0170	21.6	23.4	0.0877	0.0865
0	149	0.0241	13.0	14.8	20.8	0.0507	13.0	14.3	0.1879	0.0971
150	299	0.0204	16.4	18.0	25.2	0.0350	16.4	19.5	0.1245	0.1854
300	449	0.0206	19.4	20.9	28.9	0.0309	19.4	22.5	0.1069	0.1592
0	199	0.0225	13.1	15.3	21.7	0.0605	13.1	14.8	0.1732	0.1301
200	399	0.0193	17.5	19.4	27.0	0.0413	17.5	21.3	0.1103	0.2196
0	249	0.0218	13.1	15.8	22.4	0.0705	13.1	15.3	0.1665	0.1608
250	499	0.0200	18.5	20.9	29.1	0.0494	18.5	23.4	0.1085	0.2695
0	299	0.0214	13.2	16.4	23.2	0.0801	13.2	15.8	0.1625	0.1942
0	349	0.0210	13.2	16.9	23.9	0.0890	13.2	16.3	0.1588	0.2267
0	399	0.0206	13.3	17.4	24.5	0.0972	13.3	16.7	0.1554	0.2563
0	449	0.0206	13.3	17.9	25.3	0.1059	13.3	17.2	0.1552	0.2904
0	499	0.0205	13.3	18.4	26.1	0.1134	13.3	17.6	0.1543	0.3206

表 4. 5. 9 (4) 日雨量 (POT) の増加率 (r=20%)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	0.0634	12.3	13.8	19.6	0.0490	12.3	13.0	0.5680	0.0544
50	99	0.0261	14.8	15.4	21.4	0.0174	14.8	16.0	0.1820	0.0892
100	149	0.0275	16.1	16.7	23.4	0.0170	16.1	17.4	0.1773	0.0869
150	199	0.0283	17.4	18.1	25.5	0.0160	17.4	18.8	0.1679	0.0823
200	249	0.0282	18.8	19.5	27.1	0.0151	18.8	20.2	0.1557	0.0763
250	299	0.0221	20.3	20.8	29.0	0.0113	20.3	21.4	0.1158	0.0568
300	349	0.0246	21.5	22.1	30.6	0.0117	21.5	22.7	0.1212	0.0594
350	399	0.0274	22.7	23.3	31.7	0.0124	22.7	24.0	0.1248	0.0612
400	449	0.0269	24.2	24.9	34.5	0.0110	24.2	25.5	0.1171	0.0574
450	499	0.0196	25.7	26.1	36.3	0.0078	25.7	26.6	0.0803	0.0392
0	99	0.0356	12.8	14.6	20.5	0.0510	12.8	14.0	0.2863	0.0845
100	199	0.0275	16.1	17.4	24.5	0.0325	16.1	18.8	0.1727	0.1710
200	299	0.0267	18.8	20.1	28.1	0.0274	18.8	21.5	0.1435	0.1421
300	399	0.0251	21.5	22.7	31.2	0.0233	21.5	24.0	0.1183	0.1171
400	499	0.0251	24.3	25.5	35.4	0.0203	24.3	26.7	0.1050	0.1035
0	149	0.0308	13.0	15.3	21.6	0.0625	13.0	14.7	0.2396	0.1292
150	299	0.0271	17.4	19.5	27.3	0.0429	17.4	21.5	0.1559	0.2323
300	449	0.0274	21.4	23.4	32.4	0.0366	21.4	25.5	0.1286	0.1916
0	199	0.0292	13.1	16.0	22.7	0.0751	13.1	15.4	0.2246	0.1730
200	399	0.0259	18.9	21.4	29.8	0.0503	18.9	24.0	0.1375	0.2737
0	249	0.0285	13.1	16.7	23.7	0.0874	13.1	16.0	0.2177	0.2143
250	499	0.0267	20.1	23.4	32.6	0.0589	20.1	26.8	0.1327	0.3297
0	299	0.0281	13.2	17.4	24.7	0.0988	13.2	16.6	0.2135	0.2586
0	349	0.0277	13.2	18.0	25.7	0.1092	13.2	17.3	0.2096	0.3020
0	399	0.0273	13.3	18.7	26.6	0.1188	13.3	17.9	0.2057	0.3418
0	449	0.0273	13.3	19.4	27.7	0.1285	13.3	18.5	0.2057	0.3871
0	499	0.0272	13.3	20.0	28.7	0.1369	13.3	19.0	0.2048	0.4275

表 4.5.9 (5) 日雨量 (POT) の増加率 ($r=25\%$)

期間		A	B	平均値	標準偏差	相関係数	Y始点	Y終点	100年あたり増加率	増加率
0	49	0.0702	12.3	13.9	19.8	0.0535	12.3	13.1	0.6246	0.0653
50	99	0.0327	15.1	15.9	22.1	0.0212	15.1	16.7	0.2224	0.1090
100	149	0.0342	16.7	17.6	24.5	0.0202	16.7	18.4	0.2108	0.1033
150	199	0.0351	18.4	19.3	27.1	0.0187	18.4	20.1	0.1962	0.0961
200	249	0.0350	20.1	21.0	29.2	0.0174	20.1	21.8	0.1796	0.0880
250	299	0.0284	22.0	22.7	31.6	0.0133	22.0	23.4	0.1362	0.0668
300	349	0.0311	23.5	24.3	33.6	0.0135	23.5	25.0	0.1390	0.0681
350	399	0.0341	25.0	25.8	35.1	0.0139	25.0	26.7	0.1406	0.0689
400	449	0.0336	26.9	27.7	38.4	0.0124	26.9	28.5	0.1310	0.0642
450	499	0.0254	28.7	29.3	40.7	0.0090	28.7	29.9	0.0925	0.0451
0	99	0.0423	12.8	14.9	21.0	0.0592	12.8	14.2	0.3388	0.1057
100	199	0.0343	16.7	18.4	25.9	0.0383	16.7	20.1	0.2063	0.2042
200	299	0.0334	20.2	21.8	30.5	0.0316	20.2	23.5	0.1673	0.1656
300	399	0.0316	23.5	25.1	34.4	0.0266	23.5	26.6	0.1361	0.1347
400	499	0.0316	27.0	28.5	39.6	0.0228	27.0	30.1	0.1188	0.1170
0	149	0.0375	13.0	15.8	22.3	0.0735	13.0	15.2	0.2912	0.1612
150	299	0.0338	18.5	21.0	29.5	0.0497	18.5	23.5	0.1839	0.2741
300	449	0.0341	23.4	25.9	35.9	0.0413	23.4	28.5	0.1466	0.2184
0	199	0.0359	13.1	16.6	23.7	0.0883	13.1	16.0	0.2759	0.2160
200	399	0.0325	20.2	23.4	32.6	0.0576	20.2	26.7	0.1611	0.3206
0	249	0.0352	13.1	17.5	25.0	0.1024	13.1	16.7	0.2689	0.2679
250	499	0.0334	21.8	26.0	36.2	0.0664	21.8	30.1	0.1532	0.3807
0	299	0.0348	13.2	18.4	26.3	0.1152	13.2	17.5	0.2646	0.3231
0	349	0.0344	13.2	19.2	27.5	0.1267	13.2	18.3	0.2604	0.3772
0	399	0.0340	13.3	20.0	28.7	0.1372	13.3	19.0	0.2561	0.4273
0	449	0.0340	13.3	20.9	30.0	0.1474	13.3	19.8	0.2562	0.4838
0	499	0.0339	13.3	21.7	31.4	0.1562	13.3	20.5	0.2552	0.5343

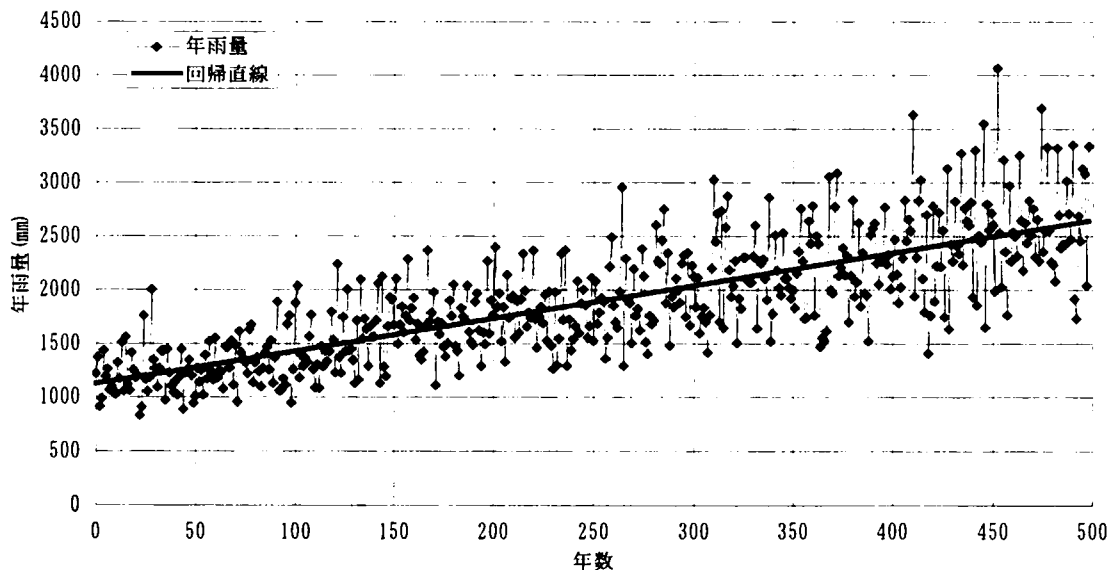


図 4.5.18 母数を変化させた場合の年雨量の時系列 ($r=25\%$, $M=1$)

(3) Mann-Kendall 検定による性能評価

k 年 ($k=50, 100, \dots, 450, 500$) の期間をもつ 100 個の模擬系列に Mann-Kendall 検定をあてはめ、有意水準 5% で棄却される系列の割合を求める。横軸に日雨量の増加率 r 、縦軸にデータの年数 k をとる。(r, k) 上において、Mann-Kendall 検定で仮説が棄却された系列の数の 100 個に占める個数が得られるので、それを % 表示 (これを R_k とする) としてコンターラインを描く。この結果を図 4.5.20 に示す。棄却域は、日雨量については表 4.5.6 に示した値

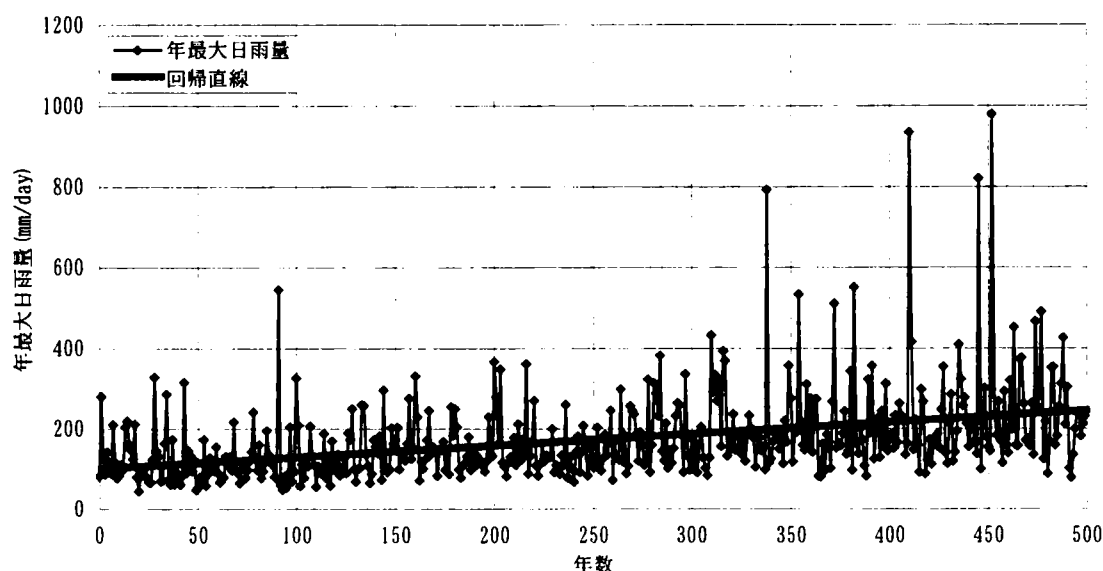


図 4.5.19 母数を変化させた場合の年最大日雨量の時系列 ($r=25\%$, $M=1$)

を用い、年雨量、POT、AMS については標準正規分布の 5% 値に相当する ± 1.96 を用いた。

検定に使用した模擬系列は、分布の母数を変化させている（独立ではあるが同一の確率分布にしたがわない）ため、Mann-Kendall 検定では本来棄却されるべきデータである。すなわち、 $r\%$ の増加率をもつデータに対して、 k 年間以上のデータがあれば、 (r, k) 上に示された R_c の確度で傾向変動の検出が可能であることを示している。

年雨量、POT、AMS の 3 つを比較した場合、同一の確度、同一の増加率に対し傾向変動の検出に必要な年数は、 $(POT) < (年雨量) < (AMS)$ となる。この理由は以下のとおりである。

図 4.5.21 に、 $r=5\%$ および 25% の場合の模擬系列から得られる年雨量、POT、AMS の変動係数を示す。AMS と年雨量の変動係数を比較した場合、AMS については 0.6 程度であるのに対し、年雨量については 0.2 から 0.3 程度である。AMS は年雨量と比べて時間の経過に伴う雨量の相対的な変動が大きく、経年的な傾向変動を検出するためには、それだけデータの年数が必要であることを示している。

POT の変動係数と AMS の変動係数あるいは POT の変動係数と年雨量の変動係数とを比較した場合、POT については 1.4 程度で、AMS に対しては 2 倍程度、年雨量に対しては 7 倍程度となる。前述のことから考えると、傾向変動の検出に必要な年数は、POT が最も大きくなるはずであるが、POT が最小となる。POT のデータ個数の多さ（平均値=96 個/年）が検出性能を向上させる効果と、変動係数の大きさが検出性能を低下させる影響とを比較すると、前者の効果が後者の影響よりも卓越していると考えられる。

次に、 $R_c=95\%$ のライン上で、データの増加率と必要年数との関係を見る。AMS を使用して傾向変動を検出するためには、25% の増加率をもつデータであっても、200 年程度のデータが必要となる。このことから、傾向変動の検出において、AMS を使用することは実質上困難であると言える。また、年雨量と POT を比較した場合、POT の方が、データの必要年数が若干小さいため、傾向変動の検出には有利である。例えば、25% の増加率をもつデータでは、POT では 90 年で傾向変動が検出できるが、年雨量では 110 年必要となる。

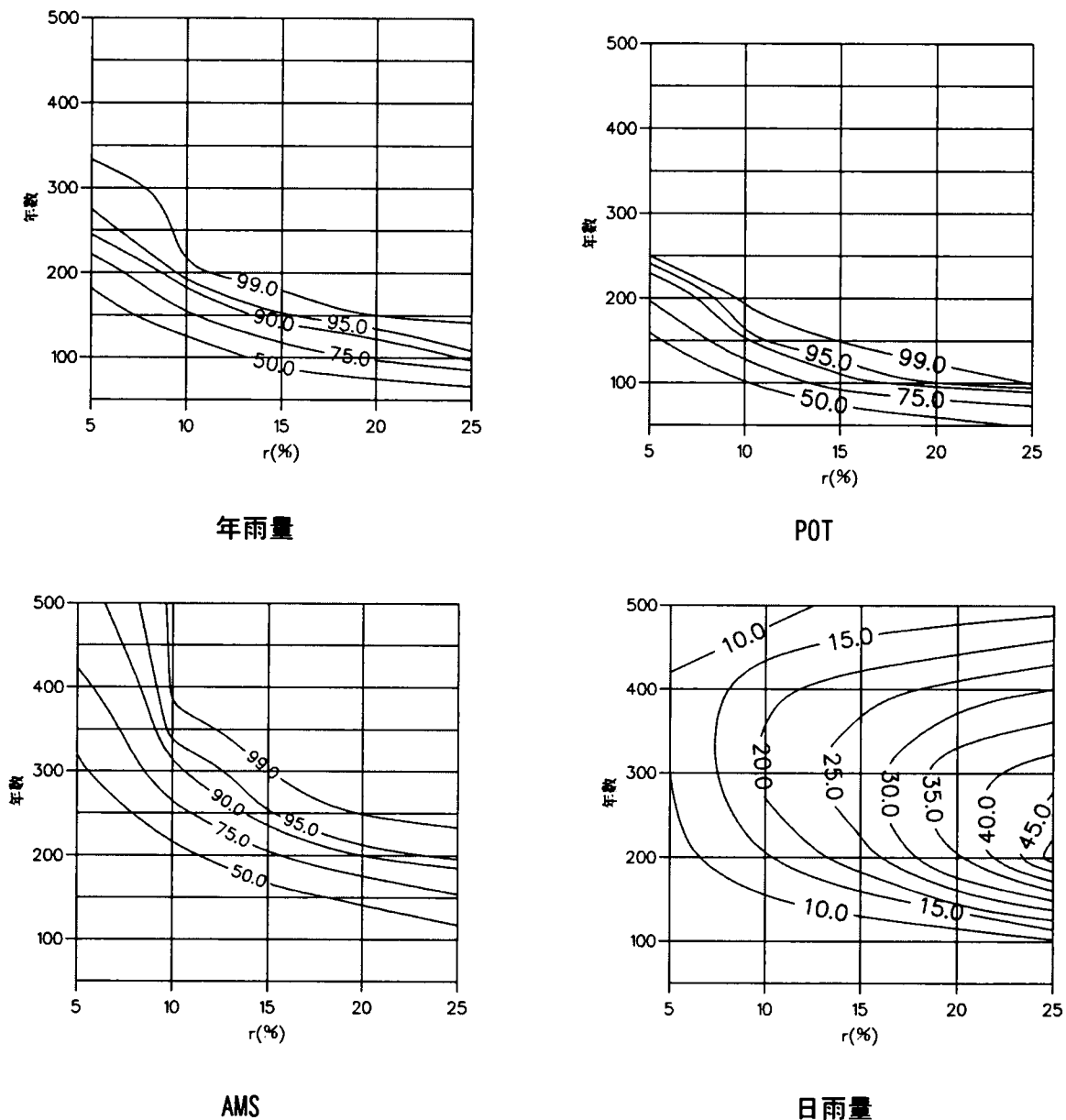


図 4.5.20 Mann-Kendall 検定による雨量系列の棄却率

すなわち、POT を使用することにより、必要なデータ年数を 20 年間短縮できる。また、実際に 25% の増加率をもつデータが 100 年間得られたとき、年雨量では傾向変動の検出は不可能であるが ($R_c=90\%$ とすれば可能)、POT では検出可能である。同様に、10% の増加率を持つデータで傾向変動を検出するために必要なデータ年数は、年雨量では 180 年であるが、POT では 160 年に短縮できる。

IPCC (2002) によると、陸上の降水量は東アジアを除く北半球の中・高緯度域において増加しつづけている (10 年あたり 0.5~1% となる可能性が高い) とされている。また、将来の変化の予測では、東アジア地域においては、平均して 5~20% の増加がみられる、とされている。これらのことから、年降雨量の傾向変動を $R_c=95\%$ で検出するためには、5% の増加率の場合は 280 年以上のデータが、20% の増加率の場合は 140 年以上のデータが必要である。

日雨量についてみると、他の雨量系列とは異なり、棄却される割合が小さい。すなわち、

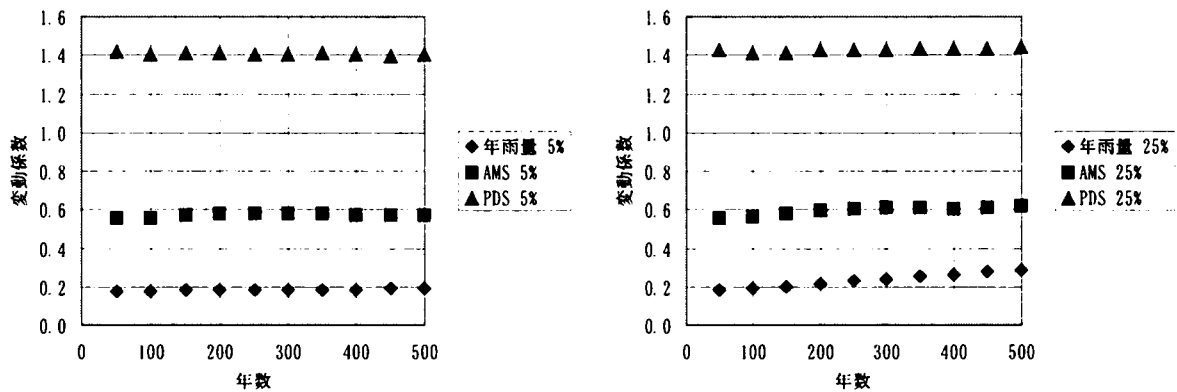


図 4.5.21 データ年数と変動係数との関係 ($r=5\%$ および 25%)

傾向変動をもつ日雨量系列に Mann-Kendall 検定の標準統計量 Z をあてはめても、傾向変動を検出する性能（棄却率）が、他の系列に比べて劣る。また、（ 5% 、 350 年）から（ 25% 、 250 年）をつなぐ線上で、コンターラインが尾根となり、それをはずれると棄却率が小さくなる。このように、日雨量については、他の雨量系列と傾向が大きく異なる。

この理由について、データの年数と標準統計量 Z との関係から述べる。日雨量にあてはめた標準統計量 Z の 100 組の平均値を求め、平均値から標準偏差分だけの幅とあわせて、データ年数との関係を示した。その結果が図 4.5.20 ある。また、この図には、有意水準 5% に対する棄却域を同時に示している。

ここで使用しているデータ系列は、傾向変動を有していることから、データの年数が増加するほど、統計量 Z が大きくなり、棄却域の外側にはずれるべきである。しかし、これらの結果をみると、 Z の値は、増加率に応じてある年数で極値をもち、データ年数が増加しても Z が大きくならない。また、棄却域との関係をみると、極値をもつ年数付近で、棄却域からはずれる割合が多くなるものの、平均的には棄却域の内側にあり、日雨量にあてはめて得られる Z の値では、傾向変動の検出性能が小さいことを示している。これは、前述の図 4.5.20 に示した結果の傾向を表している。図 4.5.23 には、日雨量と同様の結果を年雨量について示した。日雨量とは異なり、データ年数の増加とともに標準統計量 Z は一定の割合で増加する。棄却域は年数にかかわらず一定の値であるため、年数の増加により傾向変動が検出される割合が多くなる。

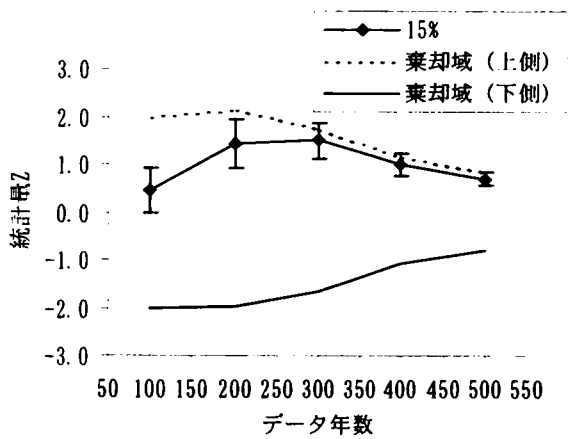
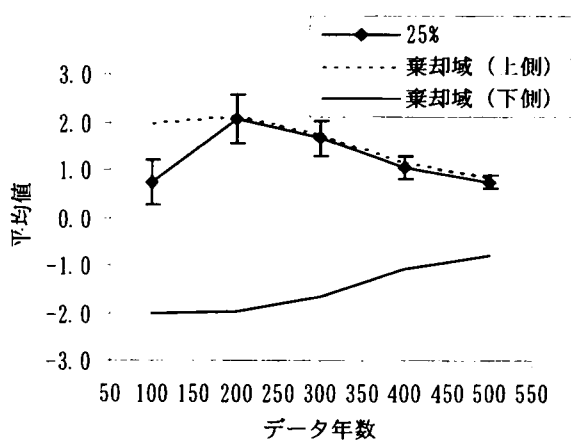
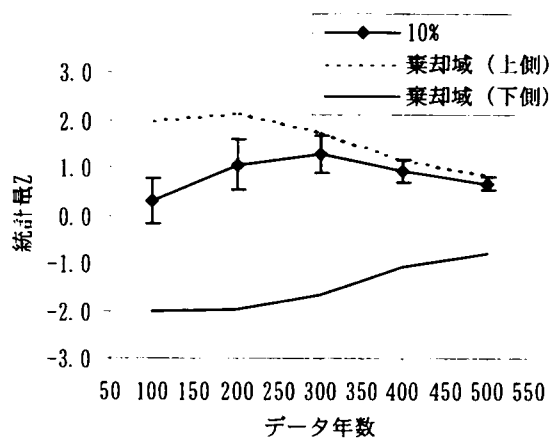
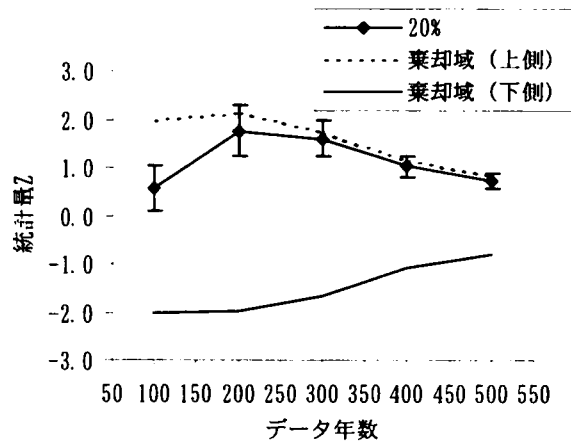
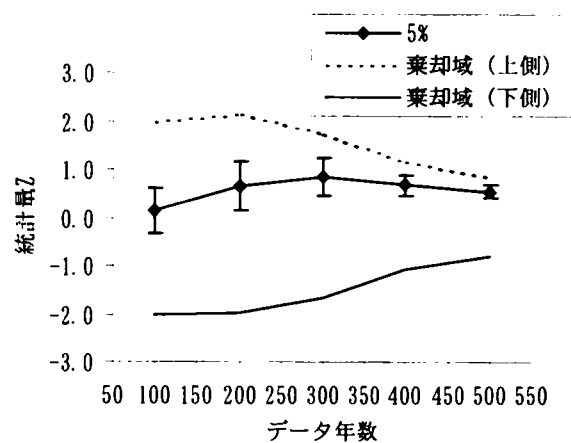


図 4. 5. 22 データ年数と標準統計量 Z との関係 (日雨量)

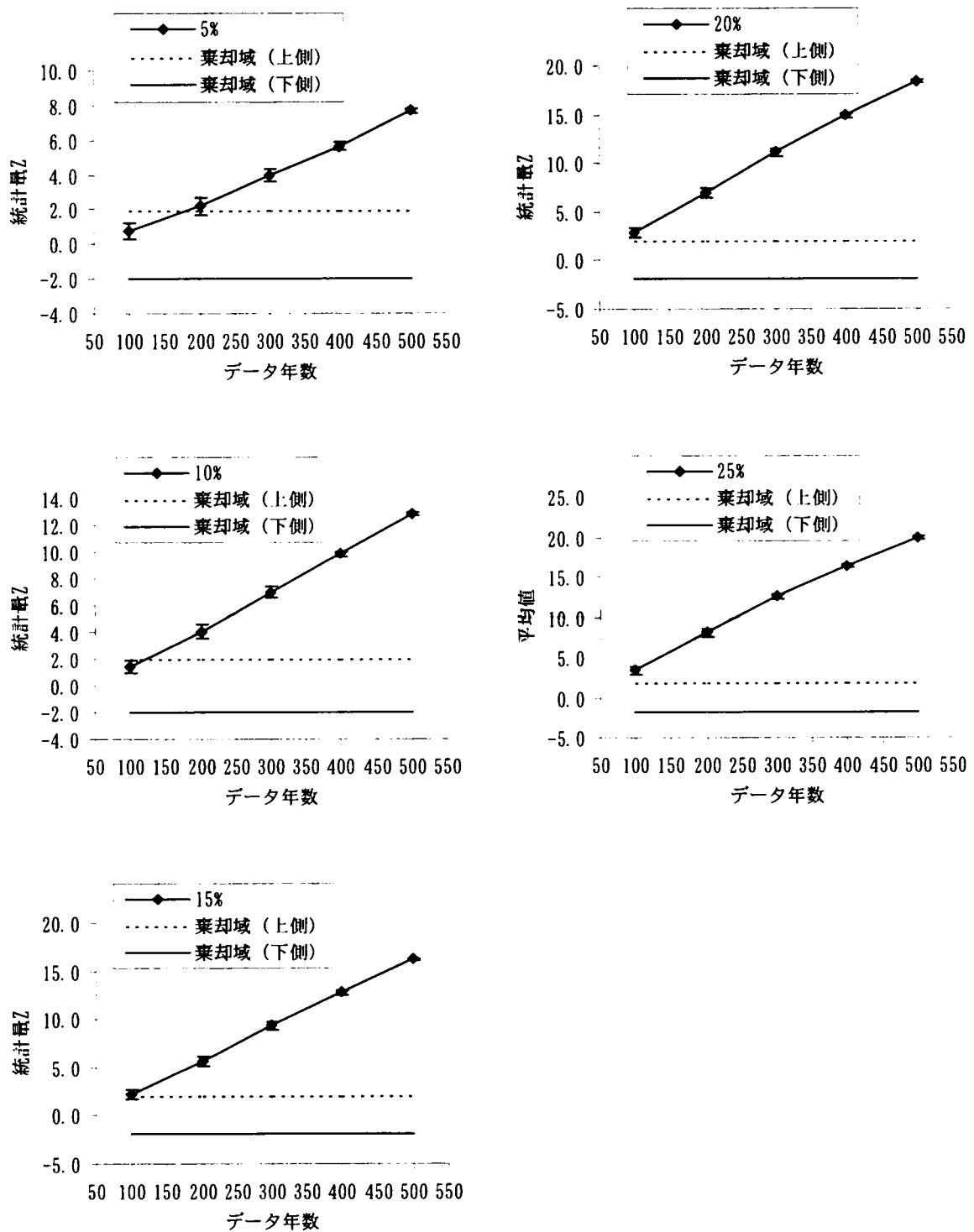


図 4.5.23 データ年数と標準統計量 Z との関係 (年雨量)

4.6 結論

本研究では、長期間の日雨量の模擬系列に対して Mann-Kendall 検定を適用し、この検定手法の性能評価を行った。本研究で得られた成果は以下のとおりである。

- ①神戸の日雨量観測系列について、日雨量の大きさ、無降雨継続日数および降雨継続日数の3つの確率変数間に独立性を仮定できることを確認した。
- ②3つの確率変数間の独立性を仮定できる場合の、日雨量系列の模擬発生手法を提案した。

- ③日雨量の平均値と分散が経年的に増加するような傾向変動をもつ模擬系列の発生手法を提案した。
- ④傾向変動をもたない年雨量系列に対して、Mann-Kendall 検定を適用し、検定で用いる標準統計量 Z は、標準正規分布にしたがうことを確認した。
- ⑤傾向変動をもつ模擬系列に対して Mann-Kendall 検定を適用し、帰無仮説が棄却される比率を、日雨量の増加率とデータの年数との関係で図示した。この結果、傾向変動の検出において AMS を使用することは実質上困難であること、年雨量と POT を比較した場合には、POT を使用する方が若干有利であることがわかった。

現時点で、わが国の降雨量や気温等の水文量の観測期間は、ようやく 100 年を超えた程度である。したがって、Mann-Kendall 検定で傾向変動を持たないとの結果が得られたとしても、それはデータの観測期間が短いため、傾向変動を検出できていない可能性がある。今後、観測データが 150 年程度蓄積されるようになれば、Mann-Kendall 検定が、傾向変動の解析において有用な手法になると考えられる。

参考文献

- IPCC[気候変動に関する政府間パネル]編 気象庁・環境省・経済産業省監修 (2002): IPCC 地球温暖化第三次レポート 気候変化 2001、中央法規.
- 河村 明・上田年比古・神野健仁 (1985): 降水時系列の長期的パターン変動の解析、土木学会論文集、第 363 号/Ⅱ-4、pp.155-164.
- 神田 徹・藤田睦博 (1982): 新体系土木工学 26 水文学-確率論的手法とその応用-, pp.77-84. 技報堂.
- 葛葉泰久・友杉邦雄・岸井徳雄 (2001): 降水量データの代表性、水文・水資源学会誌、第 14 巻 6 号、 pp.461-471.
- 国土交通省水資源部 (2001): 平成 13 年度版 日本の水資源.
- 鈴木栄一 (1968): 気象統計学、地人書館.
- 畑田佳男・山口正隆・大福 学・李 敏杰・野中浩一 (2002): 51 年波浪推算に基づく北西太平洋における波高の傾向変動の解析、自然災害科学、20-4、 pp.435-448.
- 星 清 (1997): 水文頻度解析、水文・水資源学会編集、水文・水資源ハンドブック、7.4.2、朝倉書店、pp. 248-249.
- Hirsch, R. M., Slac, J. R. and Smith, R. A. (1982): Techniques of Trend Analysis for Monthly Water Quality Data, Water Resource Research, Vol.18, No.1, pp.107-121.
- Maidment, D. R. (ED.) (1993): *Handbook of hydrology*, McGraw-Hill, New York, pp. 19.5- 19.9.
- Xu, Z. X., Takeuchi, K. and Ishidaira, H. (2002): Long-term trends of annual temperature and precipitation time series in Japan, Journal of Hydrosience and Hydraulic Engineering, Vol.20, No.2, pp.11-26.

第5章 非定常性を考慮した治水計画のための毎年最大値分布の推定と模擬系列の発生に関する研究

5.1 目的

図 5.1.1 は基本高水の設定フローを示したものである（建設省河川局、1997）。このとき、一般的に、降雨量が計画の規模に対応する年超過確率をもつように定められ、計画降雨量は降雨量の水文頻度解析を行って求められる。

ここで用いられる水文頻度解析手法は様々であり、星（1997）は、これらを総括的にレビューしている。これらの手法は大きく分類して以下の2つがあると考える。

①わが国の水文量にあてはめても、その母分布をうまく表現できることが経験的にわかっている確率分布

②水文事象の発生過程を考えて理論的に誘導された確率分布

①の代表的な確率分布として、対数正規分布や対数ピアソンⅢ型分布が挙げられ、②の代表的な確率分布として、一般化極値分布が挙げられる。一般化極値分布は、水文量の生起確率が一般化パレート分布にしたがい、発生過程が定常ポアソン過程にしたがう場合の毎年最大値系列の発生確率を表す。①、②のいずれについても、水文事象の発生過程は定常であるとして、長期的にみても水文事象の発生過程は不変であると仮定している。

一方で、近年では、長期の気候変動に伴う気象の変化が水循環に影響をおよぼし、洪水や渇水の発生頻度を変化させる可能性が考えられている。わが国では、1980年代後半から、特に、1990年にIPCC（気候変動に関する政府間パネル）の報告書が出された頃から、温暖化の影響、温暖化の抑制などに関する色々な分野・レベルでの議論が熱心になされてきている。山田ら（2003）は、IPCCの降水量予測結果を用いて、アジアモンスーン地域における降水量の経年変動を解析している。この結果、わが国を含む東アジアでは降水量の増加に伴う年々変動の増加がみられるとしている。

さらに、気候変動が気象におよぼす影響を評価する研究に加え、洪水防御計画や水資源計画におよぼす影響を評価する観点からの研究成果が増えつつある。寒川ら（2000、2002、2003）は、水文量の発生過程が非定常であるとき、水工計画においても非定常性を考慮し

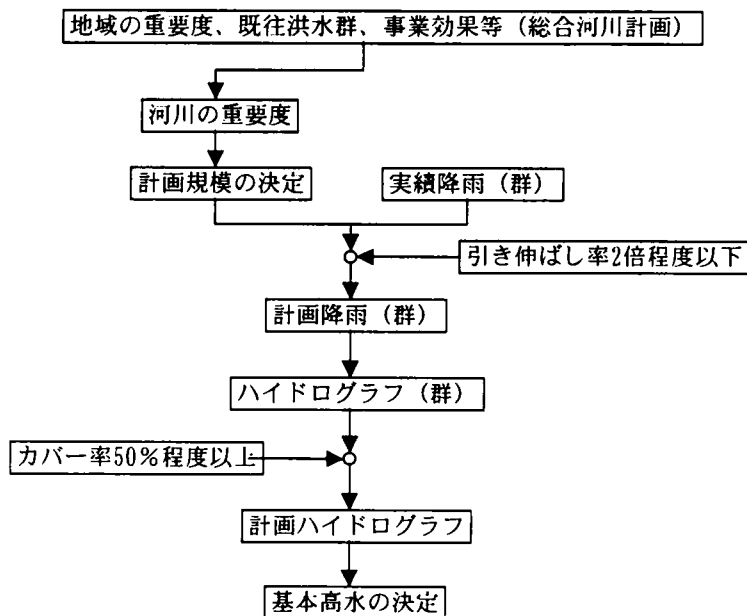


図 5.1.1 基本高水設定フロー

た水文頻度解析を行う必要性があるとしている。そして、1 変数非定常最大エントロピー分布を誘導し、中部地方の降水量に適用している。この結果、確率水文量は経年変化を示すとしている。近森ら（2002、2003）は、降雨事象における一連のまとまった「ひと雨」に着目し、年最大ひと雨雨量および無降雨期間の経年変化を、岡山地方気象台および東京管区気象台の日雨量データをもとに調べている。この結果、岡山については、ひと雨雨量の確率年は経年的に短くなっていること、同じ長さの無降雨期間の確率年が短くなっていることを示している。

このような背景から、水文事象の経年的な変動を考慮した非定常確率分布の推定手法を開発するとともに、それを適用した洪水防御計画の考え方を確立する必要があると考える。そこで、本章では、日降雨の発生過程の経年的な変動を表現できる時系列モデルを考え、そのモデルから日雨量の非定常毎年最大値分布を誘導する方法を述べる。Marked point process を基本として、日降雨の発生時点と日降雨の大きさを表す確率分布の母数が、周期変動をもつと考え、日降雨の非定常確率分布を誘導する。その確率分布から、1 年間に発生する日降雨の日数の平均値を求め、その条件下で、毎年最大値分布が条件付きポアソン過程にしたがうものとして、非定常毎年最大値分布の理論式を導く。

次に、大阪管区気象台における 120 年間の日雨量データを用いて、非定常毎年最大値分布を求める。この結果、日降雨の平均発生率は、1 年以下の季節変動成分と 4 年、10 年、19 年、60 年の長期変動成分の組み合わせで表現できることを示す。また、日降雨の大きさを表す確率分布の母数は、35 年、48 年、83 年の 3 つの長周期成分の組み合わせで表現できることを示す。

さらに、非定常毎年最大値分布の 100 年確率日雨量を推定するとともに、毎年最大値分布が定常と仮定したときの確率日雨量と比較する。この結果、100 年確率日雨量は、定常毎年最大値分布の 1,000 年確率日雨量を上回る年もあることを示す。

そして、非定常確率分布にしたがう模擬系列を発生させる場合に、モンテカルロシミュレーションをどのように行えばよいのか、2 つの手法を比較検討し、適切な手法を提案する。

なお、本章で大阪管区気象台における 120 年間の日雨量データを用いた理由を以下に示す。非定常毎年最大値分布の母数推定のためには、長期間のデータが必要である。洪水防御計画に非定常毎年最大値分布を適用することを考えると、使用するデータは、実在の河川流域における流域平均雨量であることが望ましい。わが国の日雨量観測の期間は 100 年を超える程度である。近年、精度の高い流域平均雨量を求めるための観測網が整備されつつある。しかし、過去に遡ると、流域に少数の観測所しか存在しないことが多い。このため、流域平均雨量を 100 年間程度の長期間にわたり、同じ精度で求めることは不可能である。このようなことから、本章では、120 年間の長期にわたって観測データが得られる大阪管区気象台の日雨量データを用いることとする。

5.2 Marked Point Process による日雨量の非定常確率分布の誘導

5.2.1 日降雨の発生時点を表す確率分布

尾形（1981）は、ある時点における事象の単位時間あたりの発生強度が、過去の事象の

発生履歴に応じて変化するような平均発生率を考え、地震の発生過程を表現している。また、端野（1994）は、過去の履歴に周期変動成分を併せて、大阪湾における台風の上陸個数に適用し、その時点での台風の大きさの確率分布にも非定常性を考慮した Marked Point Process にもとづいて表現している。

本章では、日降雨の発生時点と、その時点での降雨の大きさの確率分布を考えた Marked Point Process にもとづき、発生強度が周期的に変動する非定常ポアソン過程として日降雨の発生過程を表現する。すなわち、ポアソン過程における事象の平均発生率を、

$$\left. \begin{aligned} \lambda_p(t; \Theta_p) &= \lambda_{po} + C_{ps}(t) \\ C_{ps}(t) &= \sum_{s=0}^S \left\{ k_{ps} \cdot \sin \left(\frac{2\pi}{\omega_{ps}} t + \phi_{ps} \right) \right\} \end{aligned} \right\} \quad (5.1)$$

とする。

ここで、 Θ_p ：平均発生率のパラメータベクトル、 λ_{po} ：定数、 $C_{ps}(t)$ ：周期成分、 k_{ps} ：振幅、 ω_{ps} ：周期、 ϕ_{ps} ：位相である。

次に、このように平均発生率が与えられたとき、事象の発生を非定常ポアソン過程として考えると、ある事象が生起してから次の事象が生起するまでの時間間隔 δ の確率分布関数 $F(\delta, t)$ は指数分布

$$F(\delta, t) = 1 - \exp \left\{ -\lambda_p(t; \Theta_p) \times \delta \right\} \quad (5.2)$$

にしたがう。

さらに、ある Z 年における 1 年間に発生する日雨量の個数の平均値は、以下の式で表される。

$$\Lambda(Z) = \int_Z^{Z+1} \lambda_p(t; \Theta_p) dt \quad (5.3)$$

Z 年における日雨量の発生個数 N_Z の確率分布は、 $\Lambda(Z)$ を平均値とする条件付きポアソン過程にしたがう以下の確率分布で表される。

$$P[N_Z = n | \Lambda(Z)] = \Lambda(Z)^n \frac{\exp \{-\Lambda(Z)\}}{n!} \quad (5.4)$$

5.2.2 平均発生率の最大対数尤度と AIC

平均発生率が $\lambda_p(t; \Theta_p)$ で与えられるとき、現時刻を t_0 とすると、きわめて近い将来 ($t_0, t_0 + \Delta t$) に点事象が発生する確率は近似的に $\lambda_p(t; \Theta_p) \cdot \Delta t$ であり、 x だけ先の未来まで点事象

が発生しない確率は $\exp\left\{-\int_0^{t_0+x} \lambda_p(s; \Theta_p) ds\right\}$ となる。

平均発生率 $\lambda_p(t; \Theta_p)$ から決まる点過程について、区間 $(0, T]$ 上の指定された位置 $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ に n 個の点が生起する同時確率密度関数は、

$$f_T(t_1, t_2, \dots, t_n) = \left\{ \prod_{i=1}^n \lambda_p(t_i; \Theta_p) \right\} \exp\left\{-\int_0^T \lambda_p(t; \Theta_p) dt\right\} \quad (5.5)$$

で与えられる。この密度関数の意味は、非定常ポアソン過程の平均発生率を $\lambda_p(t; \Theta_p) = \lambda(t)$ と書くと、微小区間 $(t_i, t_i + dt_i)$ 点が発生する確率が $\lambda(t_i)dt_i$ 、その他の区間 (t_{i-1}, t_i) に点が発生しない確率は $\exp\left\{-\int_{t_{i-1}}^{t_i} \lambda(t) dt\right\}$ であるから、ポアソン過程の区間独立性によって、これらの確率を乗じて(5.5)式を得る。

次に、尤度関数 $L(\Theta_p; t_1, t_2, \dots, t_n)$ は、観測データ t_1, t_2, \dots, t_n を密度関数に代入し、 $L(\Theta_p; t_1, t_2, \dots, t_n) = f_T(\Theta_p; t_1, t_2, \dots, t_n)$ を得る。パラメータ Θ_p は尤度関数を最大にするような最尤法により推定する。実際の計算には尤度関数の対数をとった対数尤度関数

$$\log L_T(\Theta_p; t_1, t_2, \dots, t_n) = \sum_{i=1}^n \log \lambda(t_i; \Theta_p) - \int_0^T \lambda(t; \Theta_p) dt \quad (5.6)$$

を用いる。

平均発生率はパラメータ $\Theta_p = (\lambda_{p0}, k_{ps}, \omega_{ps}, \phi_{ps}), (s = 0, \dots, S)$ で定義づけられている。多項式の次数 S とパラメータ Θ_p は、赤池の情報量基準 (AIC)

$$AIC = -2 \cdot (\text{最大対数尤度}) + 2 \cdot (\text{パラメータ数}) \quad (5.7)$$

を最小にする S と Θ_p の組み合わせを最適値とする。

5.2.3 日雨量の大きさの非定常確率分布

ある閾値以上を抽出した水文系列 (POT) の確率分布は、一般的に以下の式に示す一般化パレート分布にしたがうとされている。

$$\left. \begin{aligned} f(x) &= \left(\frac{1}{\alpha} \right) \left\{ 1 - \kappa \frac{x - \xi}{a} \right\}^{\frac{1}{\kappa} - 1} \\ F(x) &= 1 - \left\{ 1 - \kappa \frac{x - \xi}{a} \right\}^{\frac{1}{\kappa}} \end{aligned} \right\} \quad (5.8)$$

ここで、 $f(x)$: 確率密度関数、 $F(x)$: 確率分布関数、 κ : 形状母数、 a : 尺度母数、 ξ :

位置母数である。また、 $\kappa < 0$ のとき $\xi \leq x < \infty$ であり、 $\kappa > 0$ のとき $\xi \leq x \leq \xi + \frac{\kappa}{a}$ である。

また、この分布の母数と統計量との関係は、

$$\left. \begin{aligned} \mu &= \xi + \frac{a}{1 + \kappa} \\ \sigma^2 &= \frac{a^2}{(1 + \kappa)^2 (1 + 2\kappa)} \\ \gamma &= \frac{2(1 - \kappa)(1 + 2\kappa)^{\frac{1}{2}}}{(1 + 3\kappa)} \end{aligned} \right\} \quad (5.9)$$

ここで、 μ : 平均値、 σ^2 : 分散、 γ : ひずみ係数である。ただし、ひずみ係数は $\kappa > -0.33$ で存在する。

日雨量の大きさに関する非定常確率分布は、(5.8)式で示される定常一般化パレート分布を基本とし、平均発生率と同様に、母数を定常値に周期関数を加えた式で表現する。例えば、形状母数を周期変動成分と考えた場合は、以下の式となる。

$$\left. \begin{aligned} f_i(x) &= \left(\frac{1}{a_m} \right) \left\{ 1 - \kappa_m \frac{x - \xi_m}{a_m} \right\}^{\frac{1}{\kappa_m} - 1} \\ F_i(x; \Theta_m) &= 1 - \left\{ 1 - \kappa_m \frac{x - \xi_m}{a_m} \right\}^{\frac{1}{\kappa_m}} \\ \kappa_m(t; \Theta_m) &= \kappa_{mo} + C_{ms}(t) \\ C_{ms}(t) &= \sum_{s=0}^S \left\{ \kappa_{ms} \cdot \sin \left(\frac{2\pi}{\omega_{ms}} t + \phi_{ms} \right) \right\} \end{aligned} \right\} \quad (5.10)$$

ここで、 Θ_m : 平均発生率のパラメータベクトル、 κ_{mo} : 定数、 $C_{ms}(t)$: 周期成分、 κ_{ms} : 振幅、 ω_{ms} : 周期、 ϕ_{ms} : 位相である。

母数の推定に用いる対数尤度関数は、一般化パレート分布の確率密度関数が $f_i(x)$ を用いて、

$$\begin{aligned} \log L_T(\Theta; x_1, x_2, \dots, x_n; t_1, t_2, \dots, t_n) \\ &= \log \prod_{i=1}^n f_i(x_i) \\ &= \log \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{a} \right) \left\{ 1 - \kappa(t_i) \frac{x_i - \xi}{a} \right\}^{\frac{1}{\kappa(t_i)} - 1} \right] \\ &= \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{a} \right) \left\{ 1 - \kappa(t_i) \frac{x_i - \xi}{a} \right\}^{\frac{1}{\kappa(t_i)} - 1} \right] \end{aligned} \quad (5.11)$$

ここで、 $\kappa(t_i)$ は、 x_i が発生した時点 t_i における形状母数 κ_m の値である。

5.2.4 毎年最大値分布の導出

定常ポアソン過程にしたがう事象において、発生率を λ_s とする。一年間に発生する事象の生起個数の平均値は λ_s となり、事象の生起個数 N_s の確率分布は、

$$P[N_s = n] = \lambda_s^n \frac{\exp\{-\lambda_s\}}{n!} \quad (5.12)$$

で表される。また、閾値 x_0 を超過し、 $X_s \leq x$ となる事象の生起確率を $G(x) = P[X_s \leq x | x \geq x_0]$ とすると、この事象の発生率は、

$$\lambda = \lambda_s \{1 - G(x)\} \quad (5.13)$$

となり、生起個数 N' の確率分布も発生率 λ のポアソン分布にしたがい、

$$P[N' = n] = \lambda^n \frac{\exp\{-\lambda\}}{n!} \quad (5.14)$$

となる。

次に、この事象に対応する毎年最大値分布の確率分布を $F_m(x) = P[X_s \leq x]$ とする。 F_m は一年間を通じて x を超過しない確率を表す。したがって、(5.12)式において $n=0$ とおけば、

$$F_m(x) = \exp[-\lambda_s \{1 - G(x)\}] \quad (5.15)$$

が得られる（星、1998）。

以上のような、定常ポアソン過程から毎年最大値分布を誘導する考え方をもとに、日雨量の発生個数と大きさの非定常ポアソン過程から非定常毎年最大値分布を誘導する。ここで、日雨量の発生過程は非定常ポアソン過程にしたがい、日雨量の大きさが発生個数と独立であるものと仮定する。このようにすると、(5.14)式における事象の発生率 λ_s を平均発生率 $\lambda_p(t; \Theta_p)$ 、閾値を超過する日雨量の生起確率 $G(x)$ を $F_t(x; \Theta_m)$ と考えることができる。

このとき、平均発生率、日雨量の生起確率ともに経年的に変動する非定常関数であることを考慮すると、ある年 Z における日雨量（確率変数を $X(Z)$ とする）の非定常年最大値分布は、以下の式で表される。

$$P[X(Z) \leq x] = \exp\left[\int_Z^{Z+1} -\lambda_p(t; \Theta_p) \{1 - F_t(x; \Theta_m)\} dt\right] \quad (5.16)$$

5.3 雨量データの収集と解析

5.3.1 収集したデータ

大阪管区気象台における 1882 年 7 月から 2002 年 12 月までの日雨量データを収集した。1882 年 7 月から 1975 年 12 月までの日雨量は、「大阪の気象百年」に記載されているデータを用い、1976 年 1 月から 2002 年 12 月についてはアメダスデータを用いた。図 5.3.1 に日雨量系列を示す。

5.3.2 月雨量および年雨量の整理

収集した日雨量を用いて、ある月の一ヶ月間の合計値を求めて月雨量として整理した。また、ある年の 1 年間の合計値を求めて年雨量として整理した。図 5.3.2 に 1 月から 12 月までの月雨量系列を示す。図 5.3.3 には年雨量系列とその 5 年移動平均および 15 年移動平均を行った結果を、図 5.3.4 には年最大日雨量とその 5 年移動平均および 15 年移動平均を行った結果を示す。

1882 年については 1 月から 6 月までは欠測である。このため、7 月から 12 月までの月雨量の算出は可能であるものの、年雨量や年最大日雨量について 1882 年の値を算定することはできない。そこで、以後の解析においては、1883 年 1 月から 2002 年 12 月までの 120 年間のデータを用いることとする。

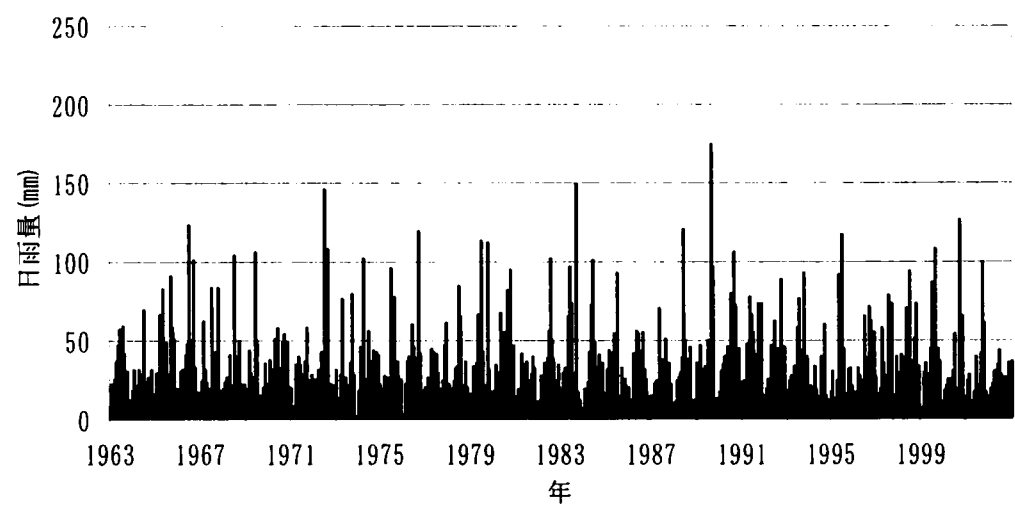
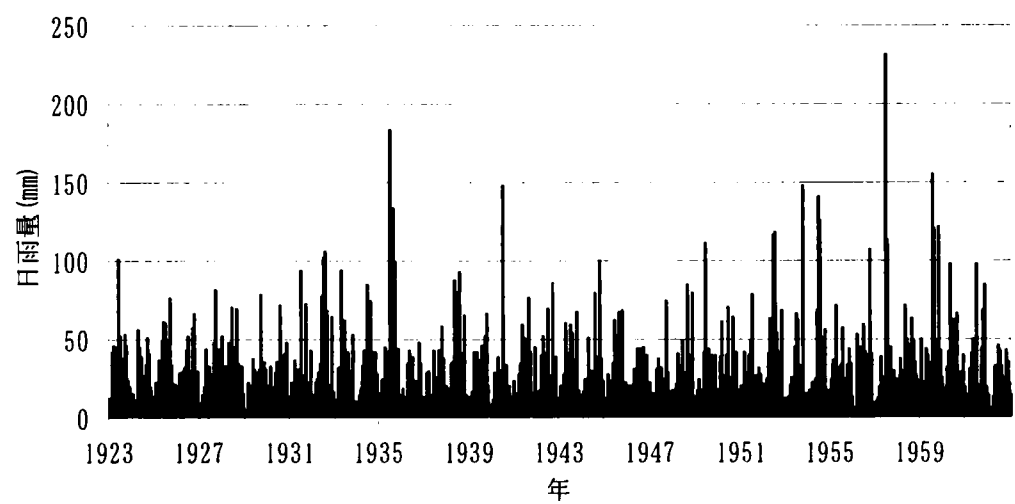
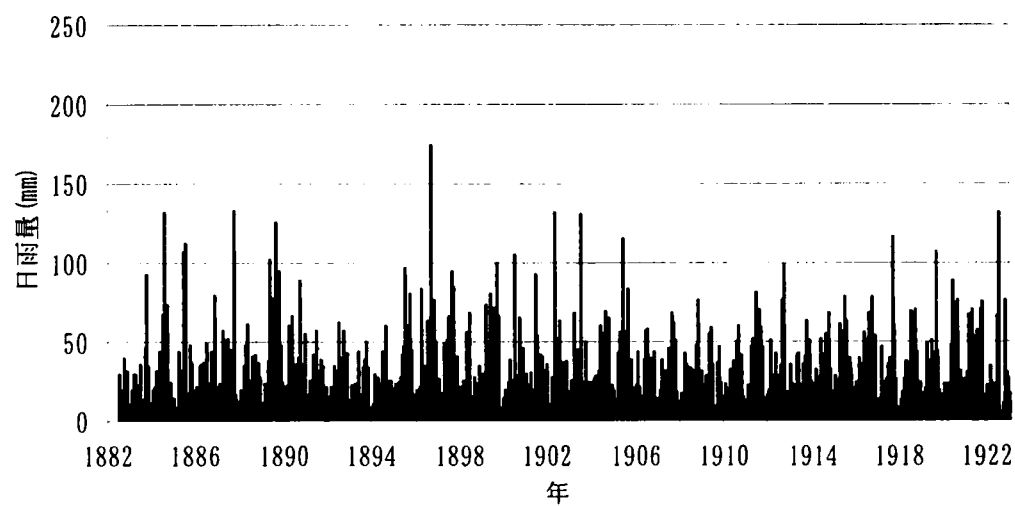


图 5.3.1 日雨量系列

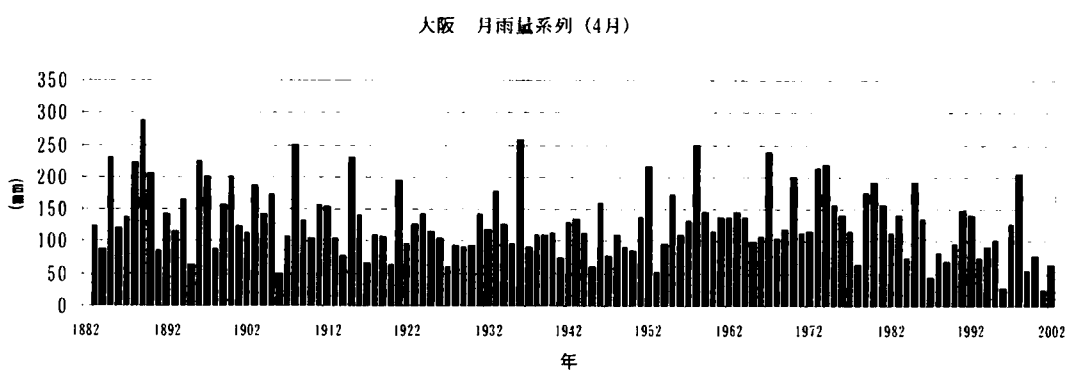
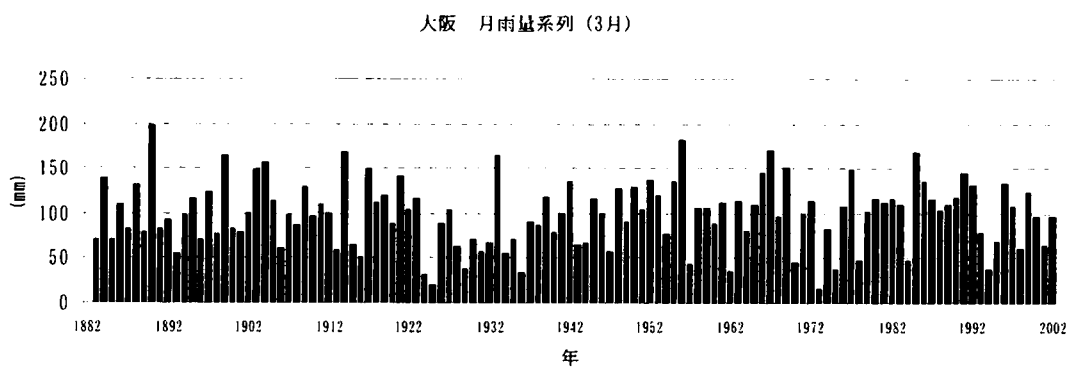
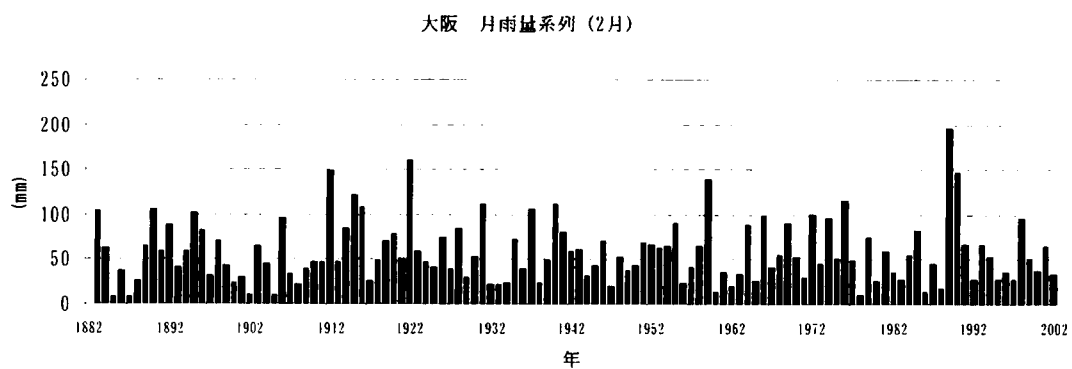
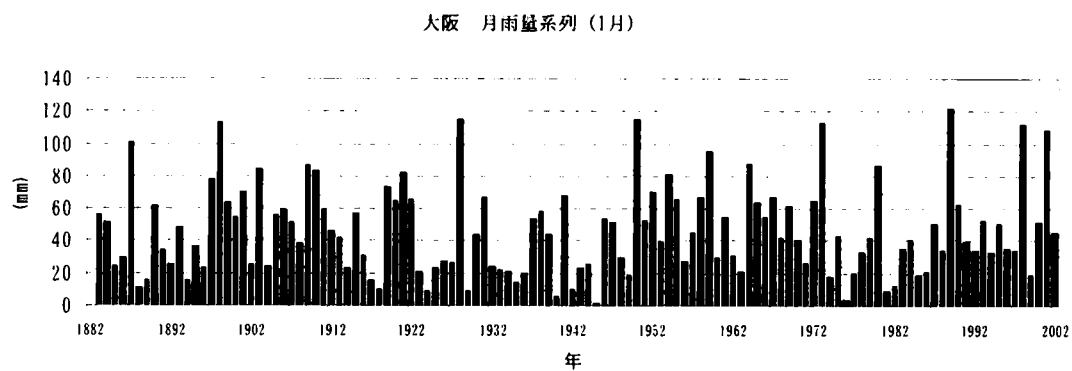
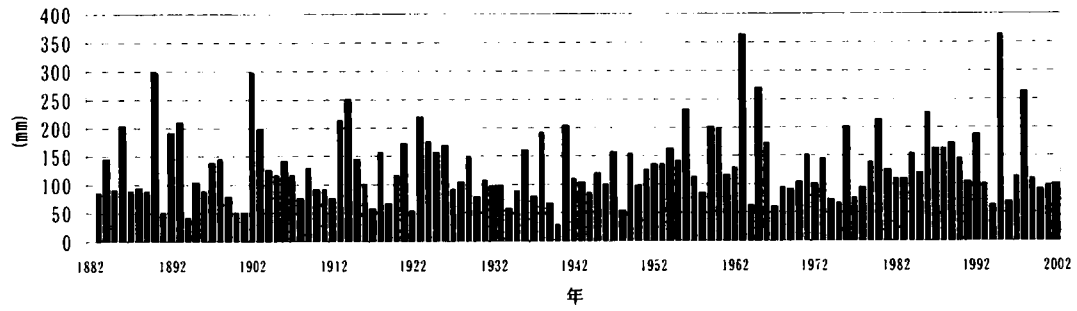
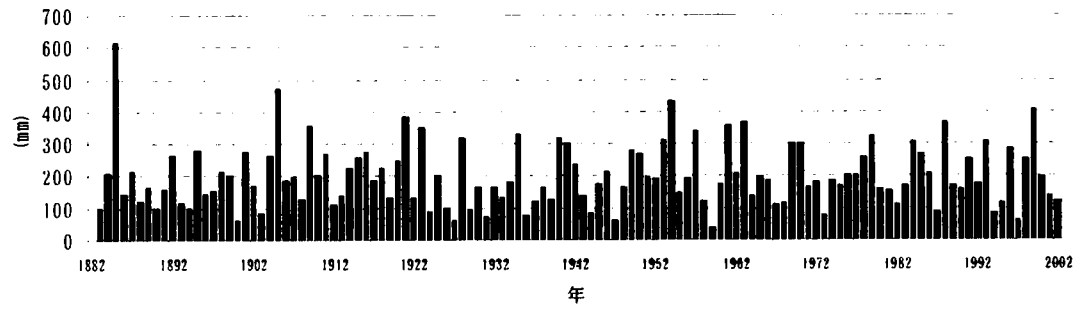


図 5.3.2 (1) 月雨量系列 (1月～4月)

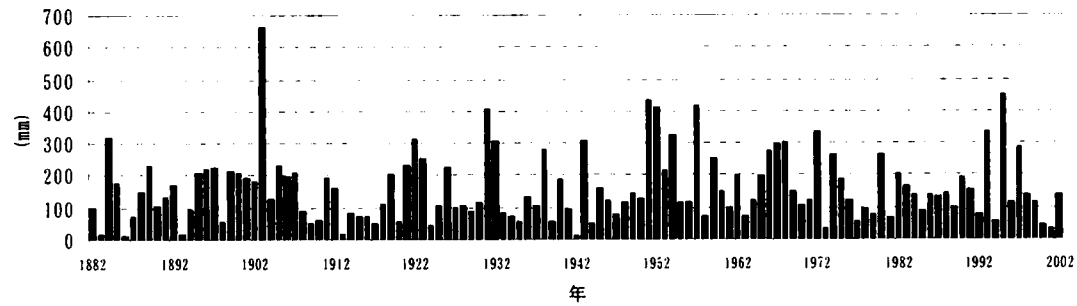
大阪 月雨量系列 (5月)



大阪 月雨量系列 (6月)



大阪 月雨量系列 (7月)



大阪 月雨量系列 (8月)

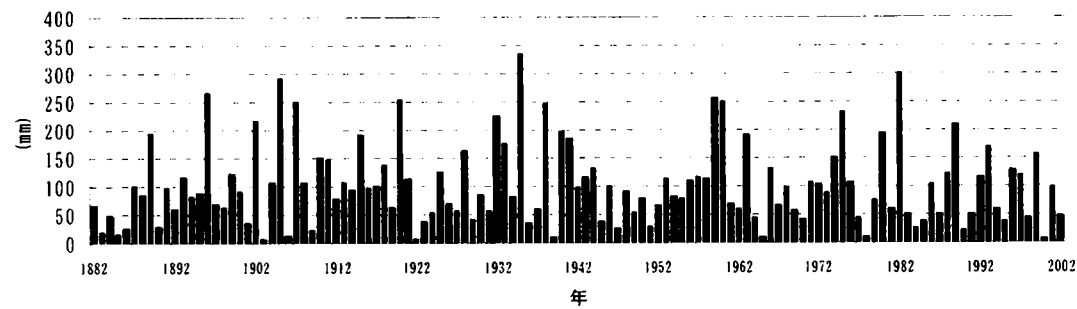


図 5.3.2 (2) 月雨量系列 (5月～8月)

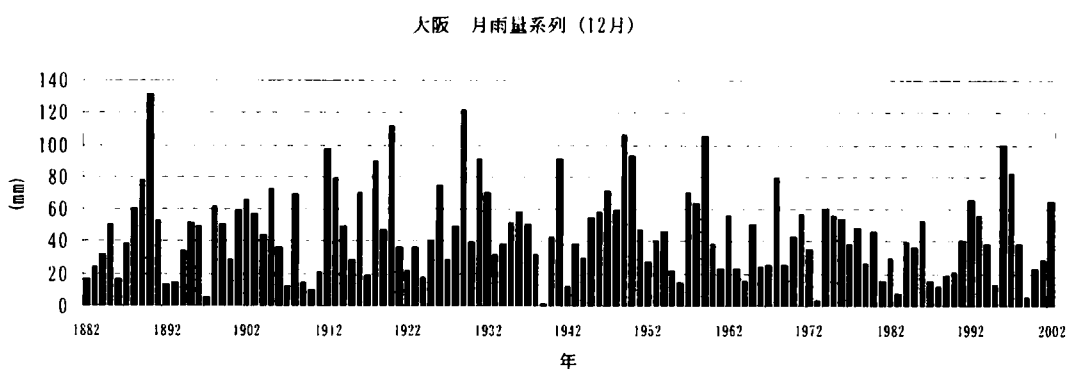
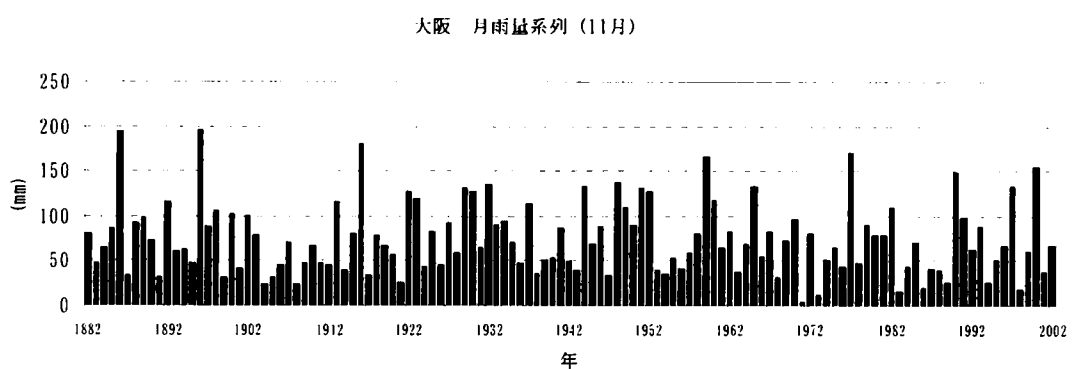
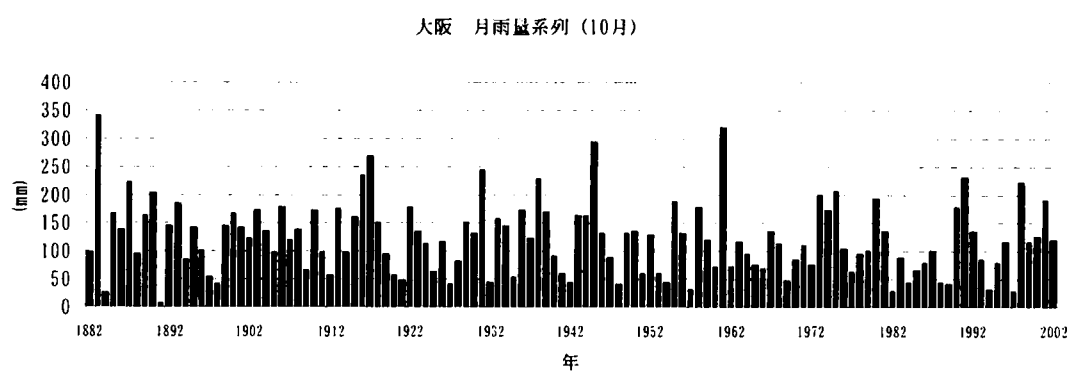
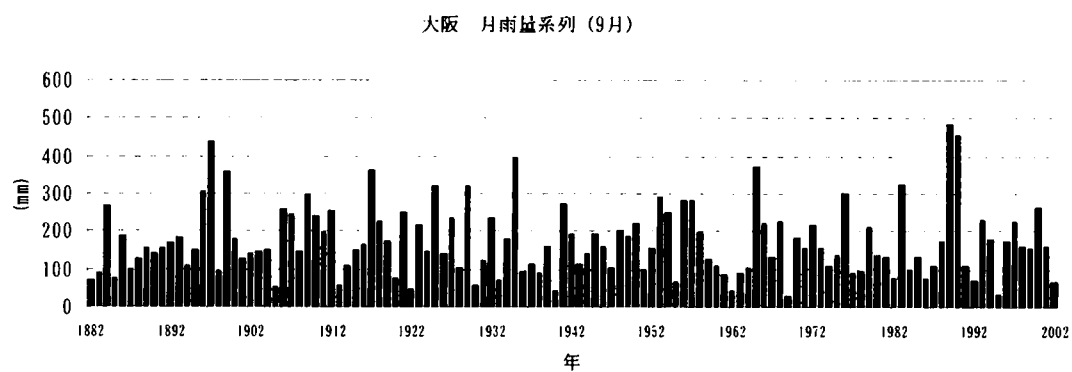


図 5. 3. 3 (3) 月雨量系列 (9月~12月)

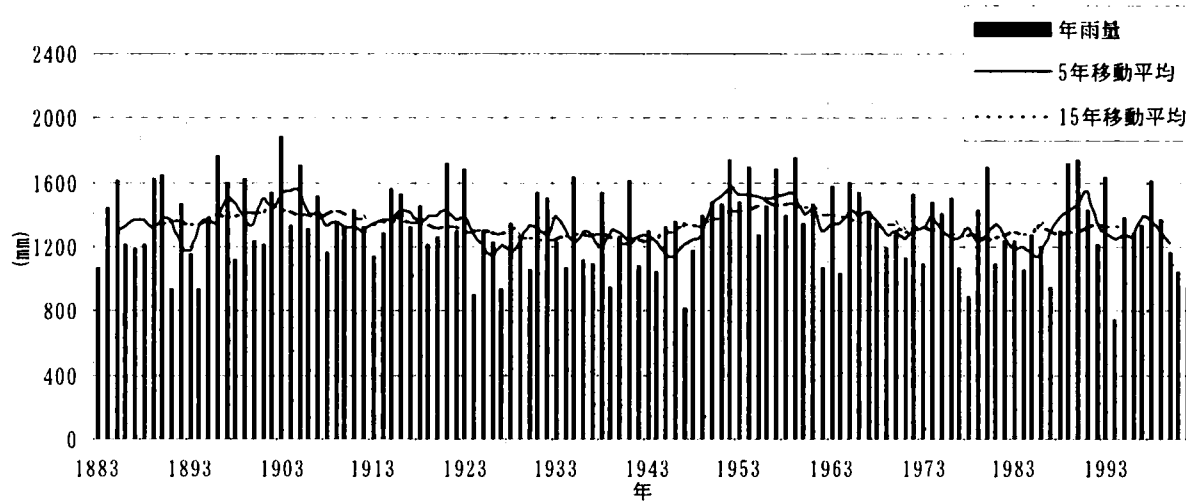


图 5.3.3 年雨量系列

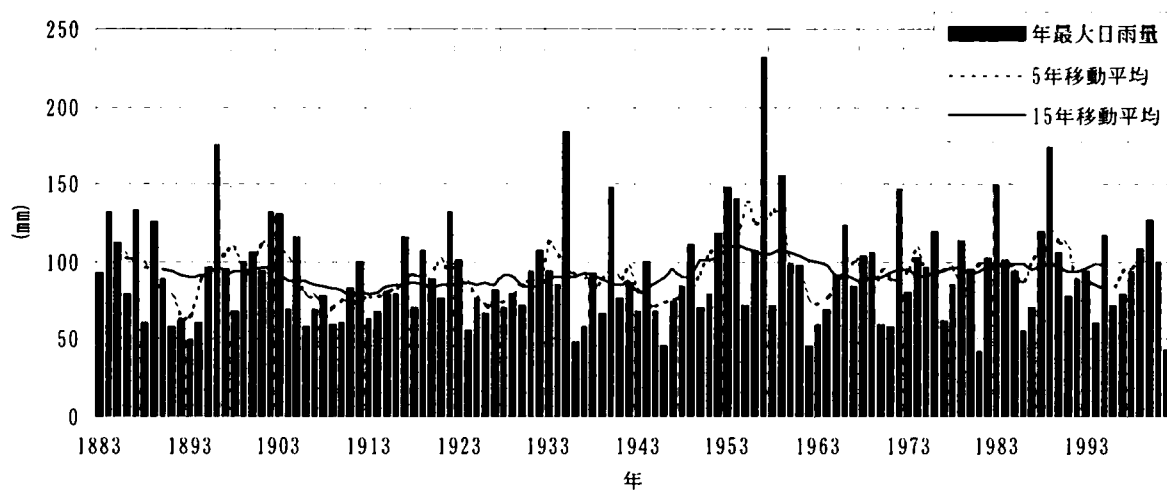


图 5.3.4 年最大日雨量系列

5.3.3 日降雨の水文特性

(1) 日降雨の発生過程に関する水文特性

1) 降雨継続日数

1883年から2002年までの120年間の40年間ずつ3つの期間に分割し、日雨量の閾値を1mm/day、10mm/day、40mm/dayと変化させたとき、降雨継続日数の頻度分布がどのように変化するか調べた。40mm/dayは、120年間の毎年最大値の最小値が42.0mm/dayであることを考慮して設定した。このとき、水文特性が同一と考えられる期間として、1月から3月および10月から12月(この期間を冬季とする)、4月から6月(この期間を春季とする)、7月から9月(この期間を夏季とする)の3つの季節に分類した。その結果を図5.3.5～図5.3.7に示す。期間ごとの降雨日数の変化に着目すると、閾値を1mm/day、10mm/day、40mm/dayと変化させても期間ごとの頻度分布にほとんど変化がみられない。

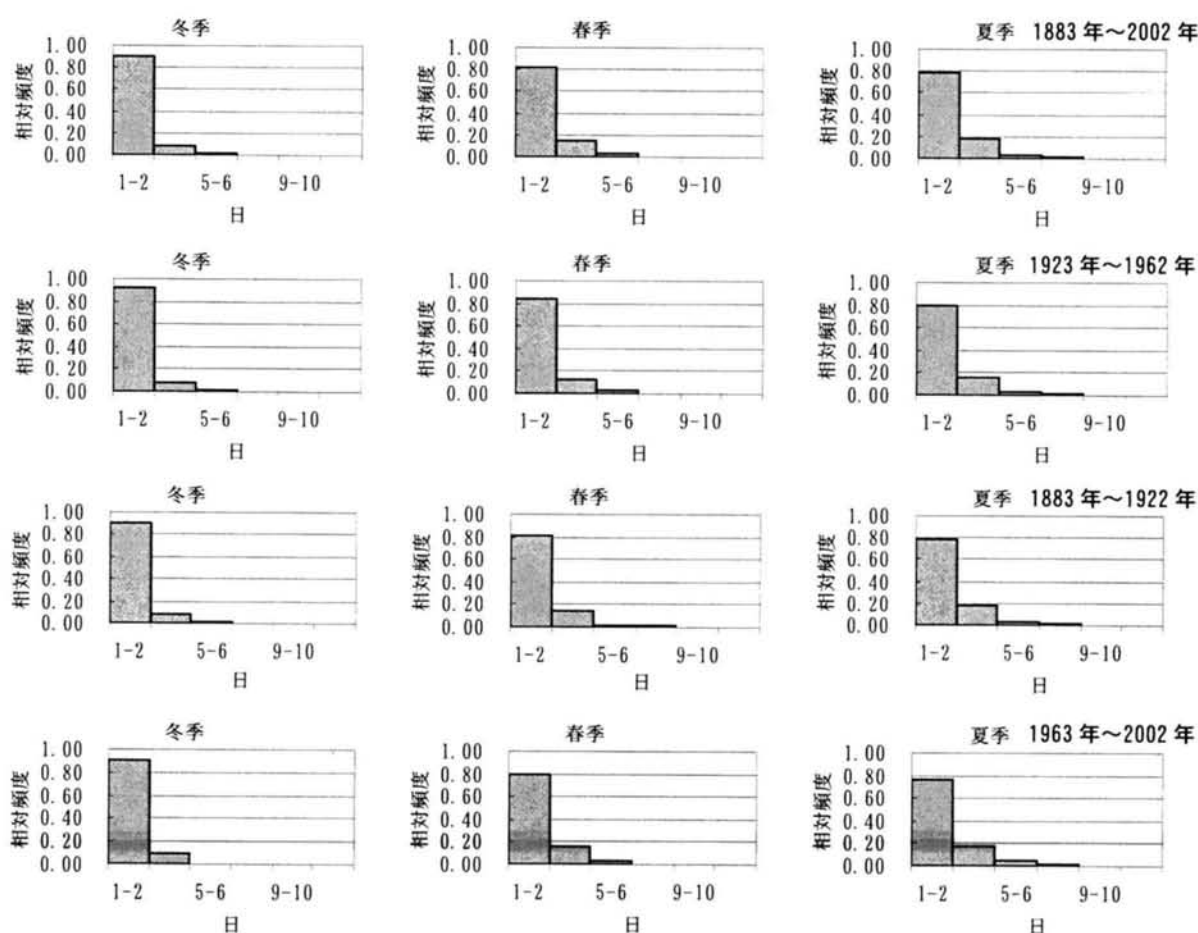


図 5.3.5 降雨継続日数の季節別の頻度分布 (日雨量 1mm 以上)

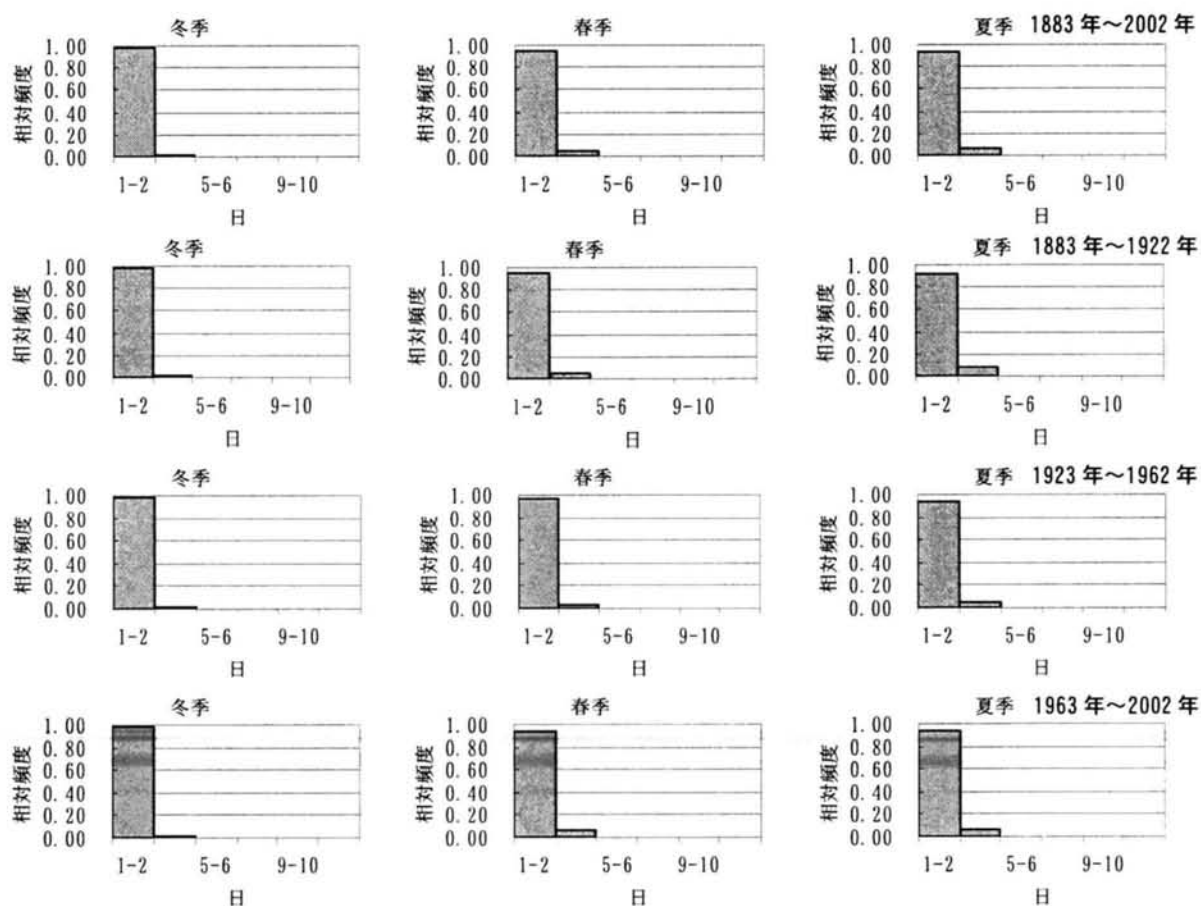


図 5.3.6 降雨日数の季節別の頻度分布 (日雨量 10mm 以上)

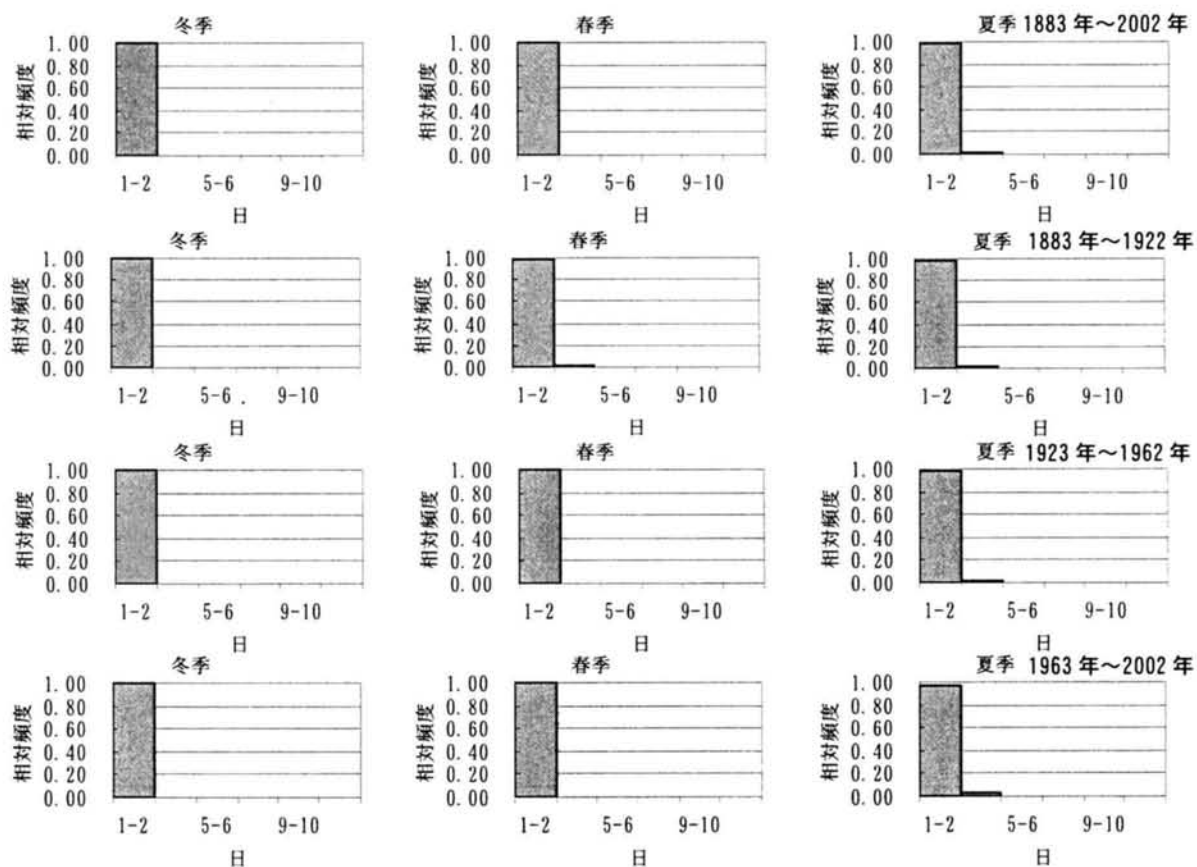


図 5.3.7 降雨日数の季節別の頻度分布 (日雨量 40mm 以上)

2) 閾値を下回る継続日数

降雨継続日数と同様に、1883年から2002年までの120年間を40年間ずつ3つの期間に分割し、日雨量の閾値を1mm/day、10mm/day、40mm/dayと変化させたとき、日雨量の閾値を下回る継続日数の頻度分布を調べた。その結果を図5.3.8～図5.3.10に示す。期間ごとの降雨日数の変化に着目すると、閾値を1mm/day、10mm/dayとしたときには、期間ごとの頻度分布にほとんど変化がみられない。閾値を40mm/dayとしたときには、春季において1923年から1962年の期間で継続日数の最大値が小さくなる。夏季においては、1～40日の頻度が年々小さくなる傾向が見られる。

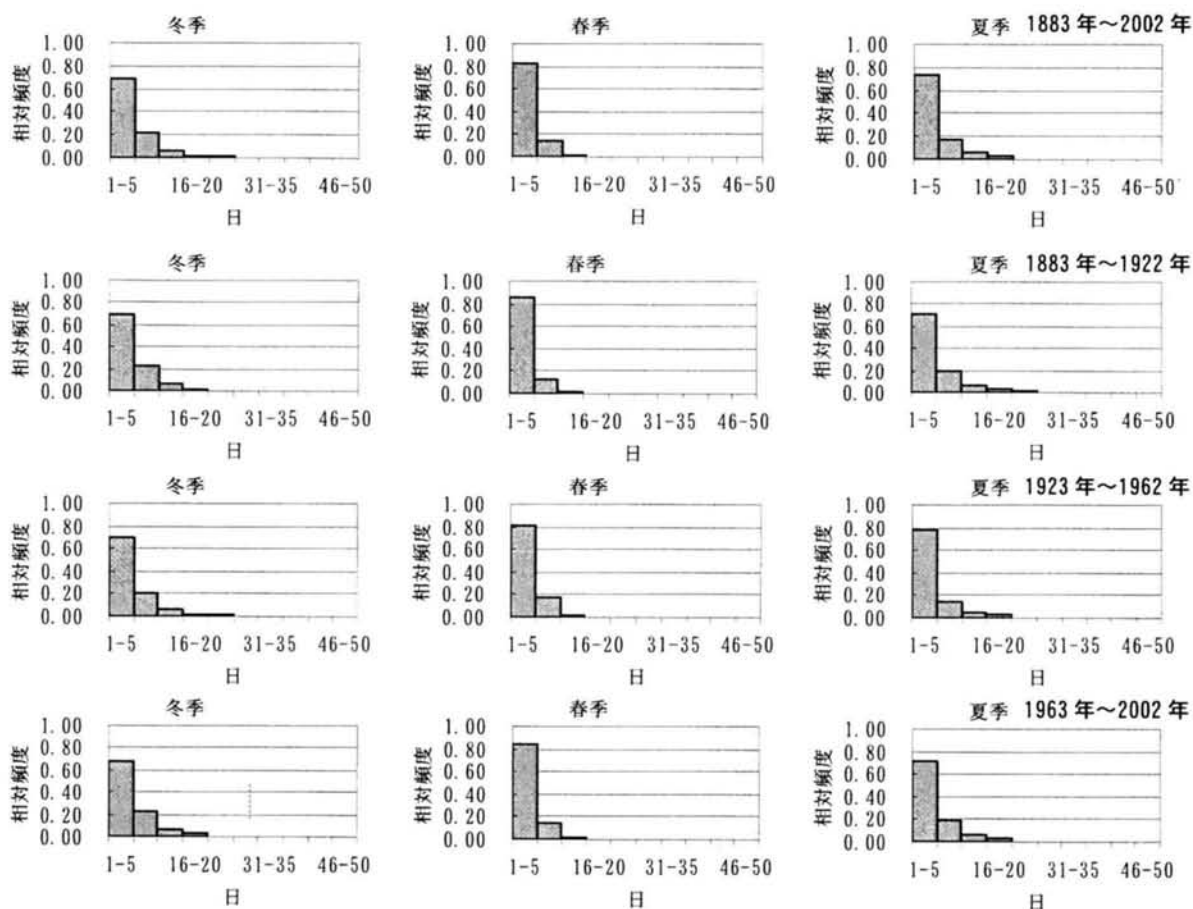


図 5. 3. 8 日雨量 1mm 未満の継続日数の季節別の頻度分布

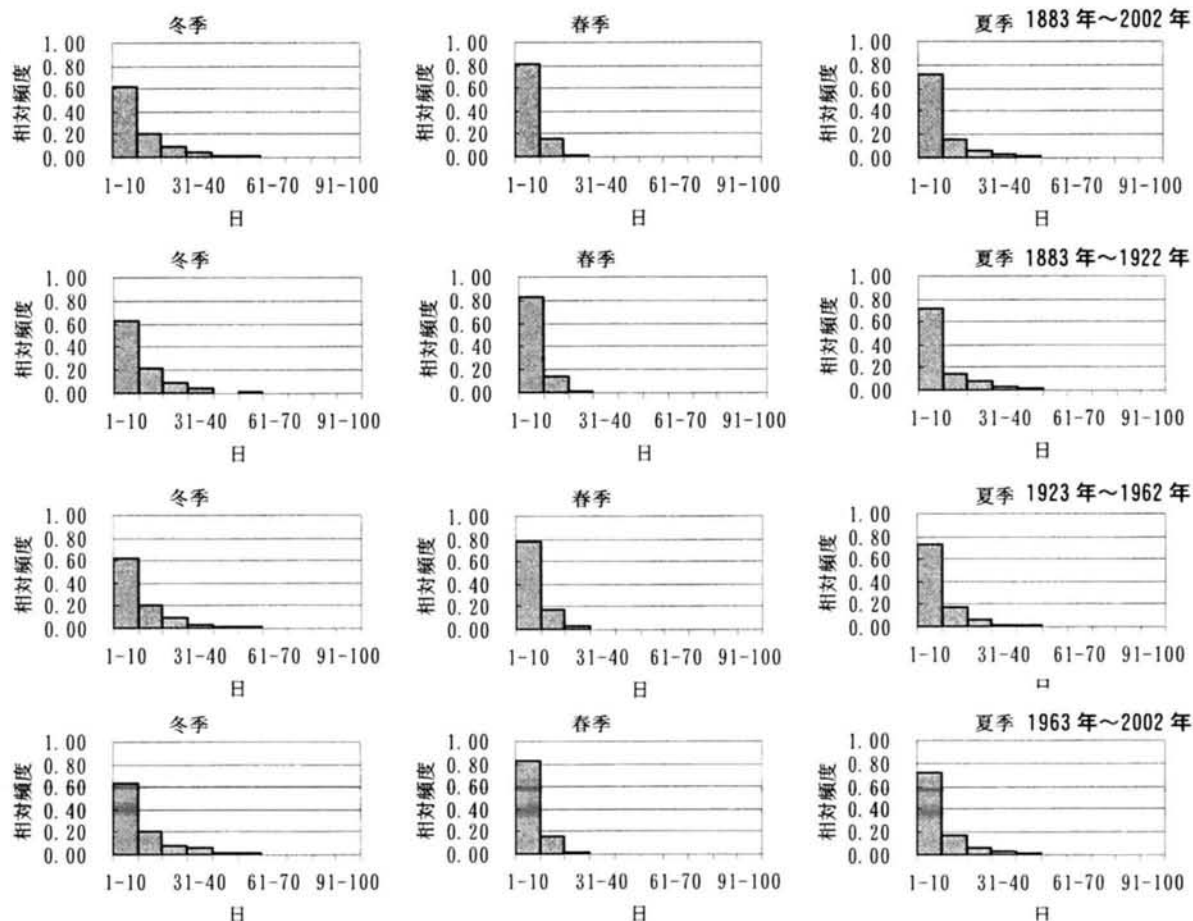


図 5. 3. 9 日雨量 10mm 未満の継続日数の季節別の頻度分布

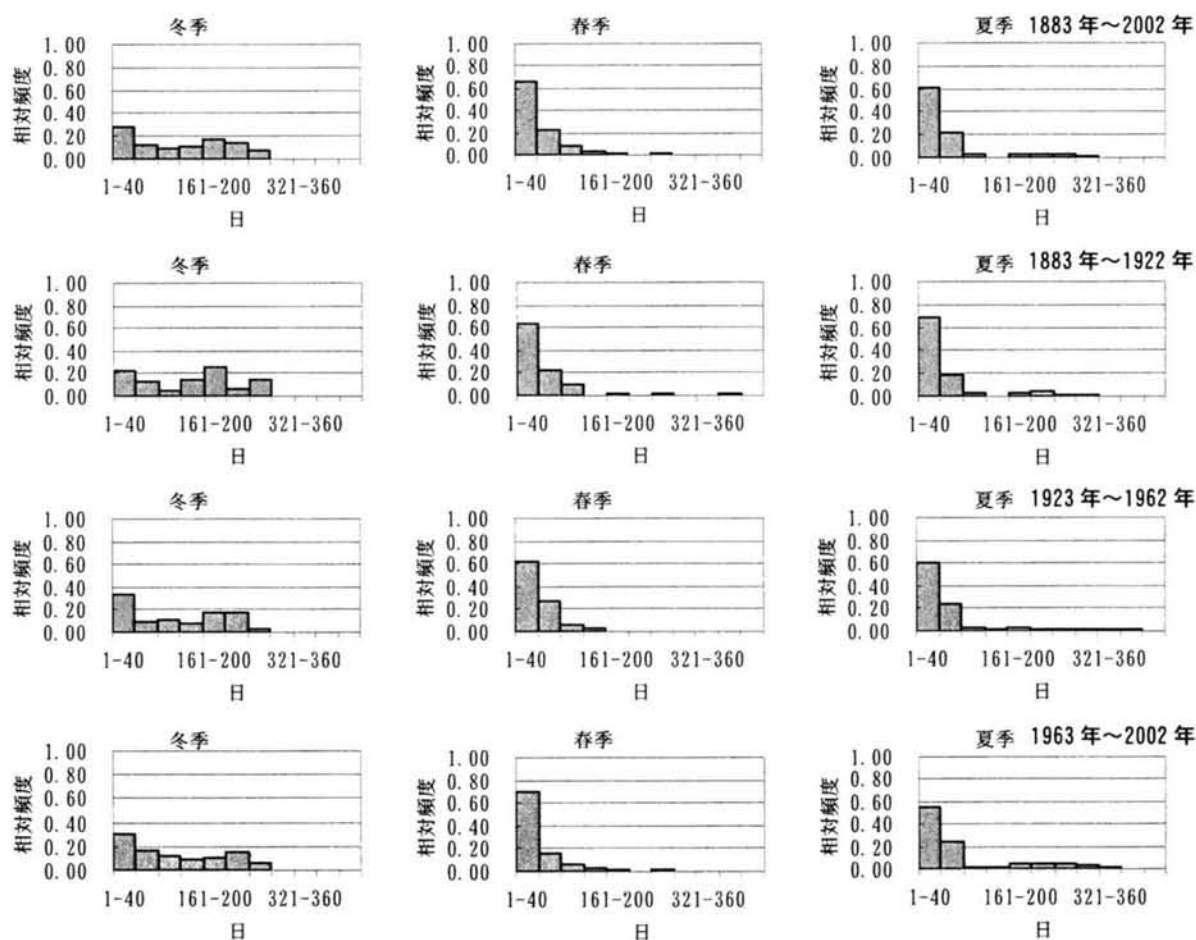


図 5. 3. 10 日雨量 40mm 未満の継続日数の季節別の頻度分布

3) 発生個数の経年変化

日雨量の閾値を 1mm/day、10mm/day、40mm/day と変化させたときの、一年間に発生する個数の経年変化を図 5.3.11～図 5.3.13 に示す。図中には、5 年間および 15 年間で移動平均した値を同時に示している。15 年の移動平均値をみると、1mm/day、10mm/day を閾値とした場合には、概ね 60 年程度の周期が見られる。40mm/day とした場合には、1943 年までは定常で、その後 40 年周期の成分が見られる。

4) 降雨の発生月

日雨量の閾値を 10mm/day、40mm/day、100mm/day としたときに、月別の降雨生起日数がどのように変化するか、頻度分布を描いて調べた。その結果を図 5.3.14 に示す。当然ながら、閾値を小さくするほど生起日数が増加する。また、頻度分布の全体的な形状は大きく変化することはない、6 月から 7 月と 9 月の生起日数が多い傾向となっている。また、閾値を小さくするほど 4 月から 5 月、10 月から 11 月の降雨が相対的に増加している。

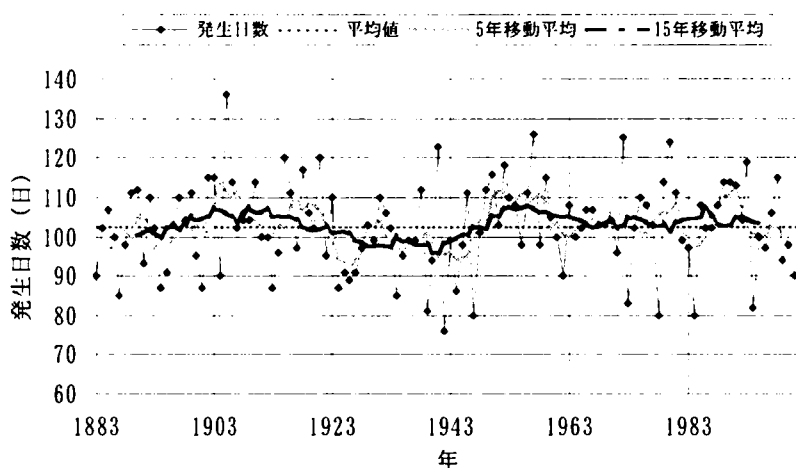


図 5.3.11 1 年間の発生個数の経年変化（日雨量 1mm 以上）

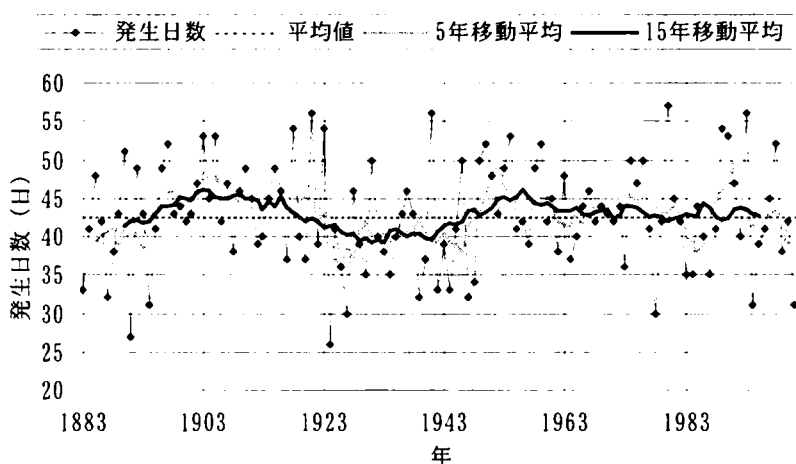


図 5.3.12 1 年間の発生個数の経年変化（日雨量 10mm 以上）

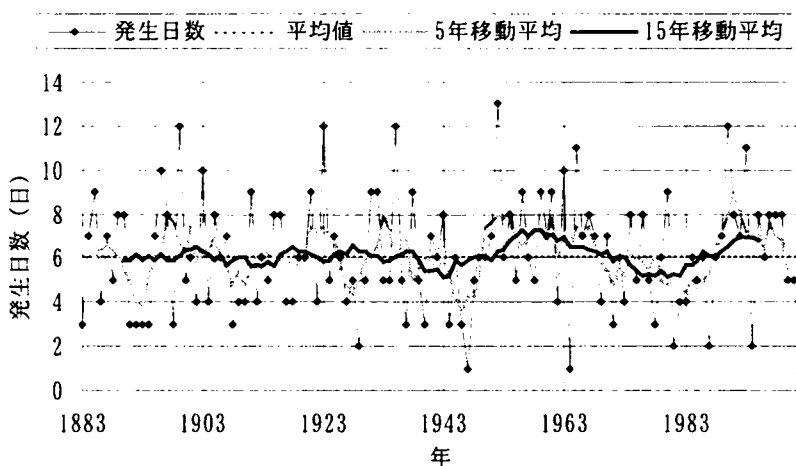


図 5.3.13 1 年間の発生個数の経年変化（日雨量 40mm 以上）

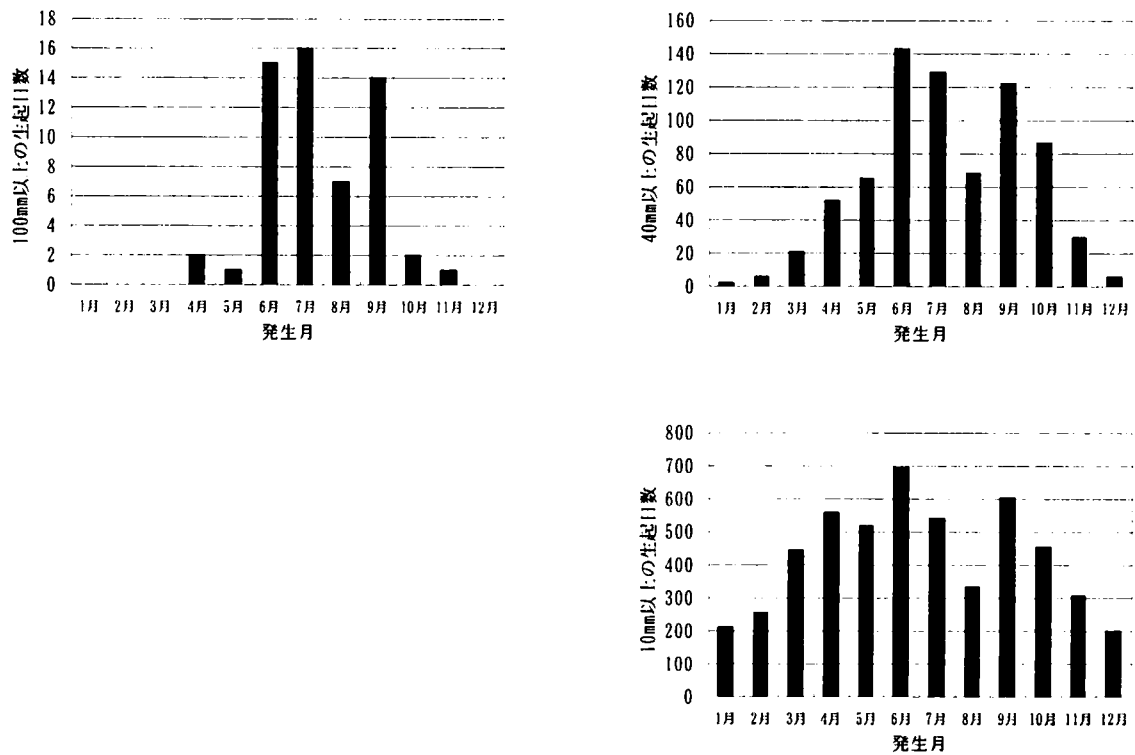


図 5.3.14 月別の降雨生起日数

(2) 降雨量に関する水文特性

1) 自己相関係数からみた独立性・周期性

日雨量、月雨量、年雨量について自己相関係数を算定した。結果を図 5.3.15～図 5.3.17 に示す。日雨量については、時差 1 日以上ではいずれもほぼ無相関となっている。月雨量については、12 ヶ月の周期性が見られる。年雨量については明確な周期性は見られない。

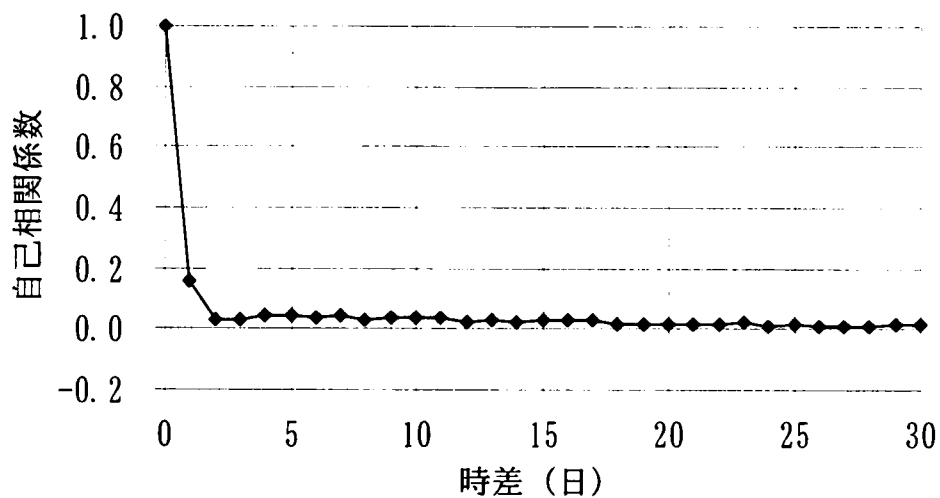


図 5.3.15 日雨量の自己相関係数

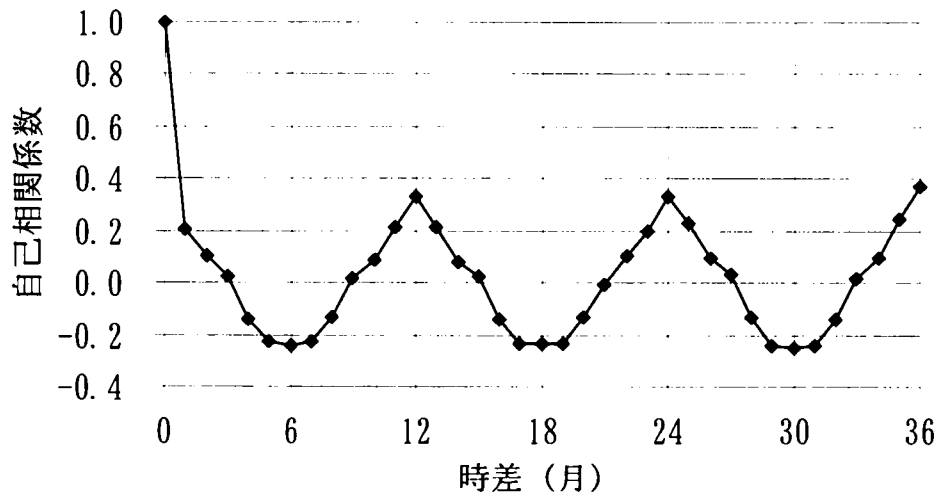


図 5.3.16 月雨量の自己相関係数

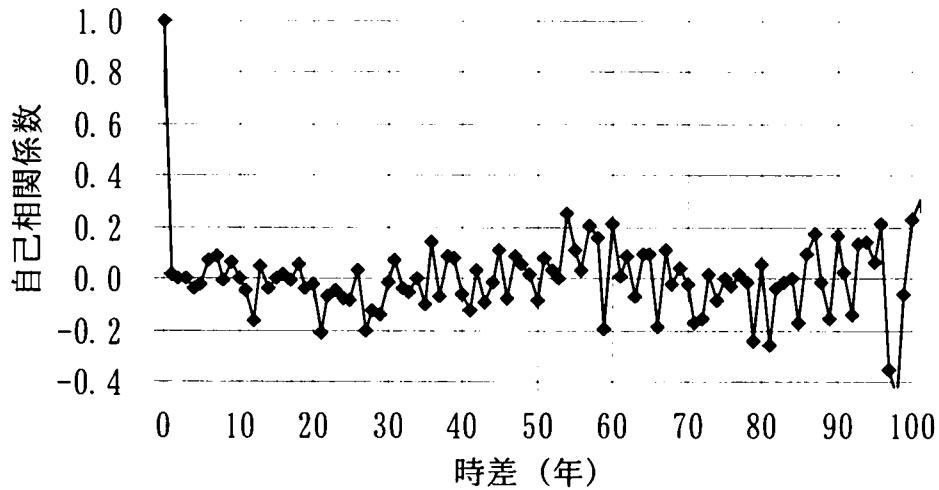


図 5.3.17 年雨量の自己相関係数

2) 傾向変動

Mann-Kendall 検定による傾向変動分析を 1mm/day 以上の POT、月雨量、年最大日雨量、年雨量について行った。結果を表 5.3.1 に示す。Mann-Kendall 検定とは、ある水文量が独立で同一の確率分布にしたがうという仮説 H_0 を考える。このとき、以下に示すような標準統計量 Z を算定する。

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\text{Var}(S)^{1/2}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\text{Var}(S)^{1/2}} & S < 0 \end{cases} \quad (5.17)$$

ここで、 S は以下の式で表される統計量である。

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k)$$

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \theta > 0 \\ 0 & \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases} \quad (5.18)$$

また、 S の分散は、

$$\text{Var}[S] = N_s - T_s = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} - \sum_{j=1}^k \frac{t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad (5.19)$$

ここに、 n はデータ個数、 t_j は、 (x_1, x_2, \dots, x_n) を大きさの順番に並べ替えたときに、同じ値が連続して出現する個数を表し、 k はその発生する組数を表している。

標準統計量 Z が標準正規分布にしたがい、有意水準を 5% としたとき、 $|Z| > 1.96$ のとき仮説は棄却され、傾向変動をもつとみなす。

この結果から、POT については仮説が棄却され、負の傾向変動をもつと判断される。また、その他の雨量系列については仮説が採択され、傾向変動はもたないと判断される。

表 5.3.1 Mann-Kendall 検定による標準統計量と仮説の採択結果

	POT	月雨量	年最大日雨量	年雨量
標準統計量 Z	-4.404	-0.794	1.467	-0.551
データ年数	120			
データ個数	12352	1446	122	121
棄却基準	± 1.96			
判定	棄却	採択		

3) 日雨量の確率分布からみた経年変化

日雨量の経年的な傾向変動や周期的な変動を、複数の閾値超過系列 (POT) に一般化パレート分布をあてはめて推定したときの母数の変化で調べた。その方法を以下に示す。

- ① データの収集期間である 1883 年から 2002 年までの 120 年間を、1883 年～1922 年、1893 年～1923 年、1903 年～1933 年・・・のように、10 年ずつ期間をずらして 40 年間に分割し、40 年間の日雨量データを 8 組作成する。
- ② これらの 8 組のデータと 1883 年から 2002 年までの 120 年間を通じた期間のデータに対して閾値超過系列 (POT) を抽出する。閾値は 10mm と 40mm の 2 通りとする。
- ③ それらの系列に一般化パレート (GP) 分布をあてはめ、 L 積率法で母数推定を行い、7 年の再現期間に対する確率水文量を求める。

統計量の算定結果を図 5.3.18～図 5.3.19 に示す。平均値は 1913 年まで減少傾向にあり、それ以降は上昇と下降を繰り返す。標準偏差、変動係数、ひずみ係数は、1893 年～1932 年を極小値とし 1933 年～1972 年を極大値として周期変動をもつ。

GP分布の母数推定結果を図5.3.20～図5.3.21に示す。10mm以上の場合、位置母数は、1903年～1942年で極小値をもち、1943年～1982年で極大値をもつ。尺度母数、形状母数は、位置母数と逆に、1893年～1932年で極大値をもち、1933年～1972年で極小値をもつ。いずれの母数も統計量の変動に応じた周期変動をもつ。

1883年～2002年までの120年間と1883年～1922年、1923年～1962年、1963年～2002年の3つの期間に分割した40年間のデータと、それらから推定したGP分布を指数確率紙にプロットした結果を図5.3.22～図5.3.23に示す。母数推定法はL積率法とし、観測値のプロットにはPlotting Positionの一つであるCunnane plotを用いた。1923年～1962年のGP分布をみると、120年間のデータから推定したGP分布や他の2つの期間から推定したGP分布とは大きく異なり、推定線が右に傾いている傾向が見られる。

図5.3.24～図5.3.25に T 年の再現期間に対する確率水文量を示す。図中には、120年間のデータで算出した値を同時に示す。確率水文量は、1893年～1932年を極小値、1933年～1972年を極大値にもつ。

これらの結果から、日雨量の大きさを120年間を通じてみたとき、1910年頃を中心とする40年間で小さく、1950年頃を中心とする40年間で大きい。このことから、約80年程度の周期変動をもつことがわかる。

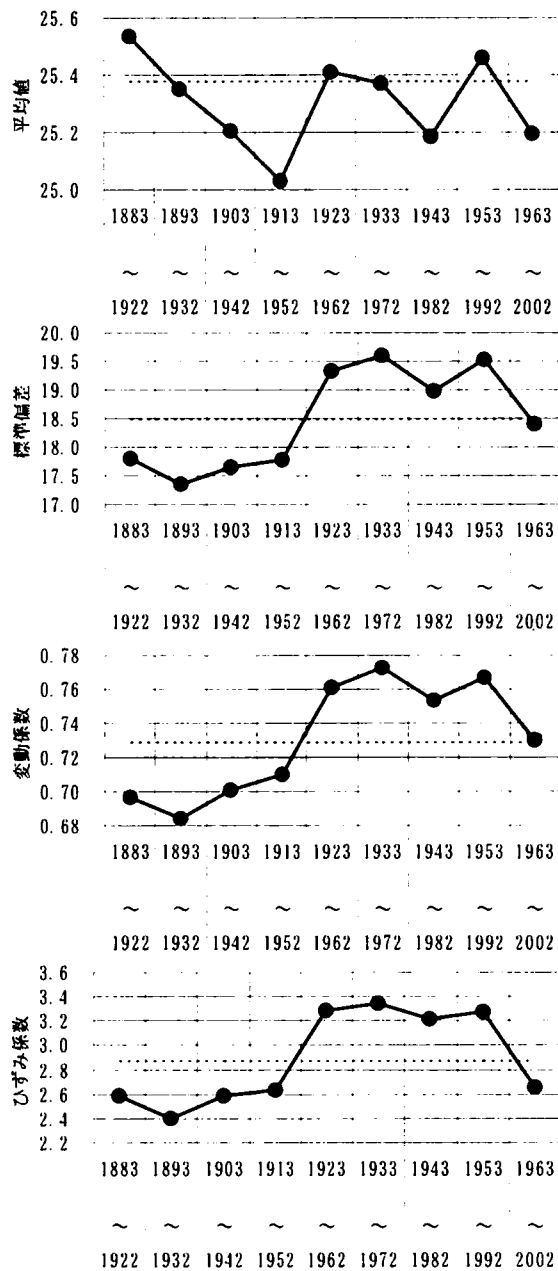


図 5.3.18 統計量の比較 (10mm 以上)

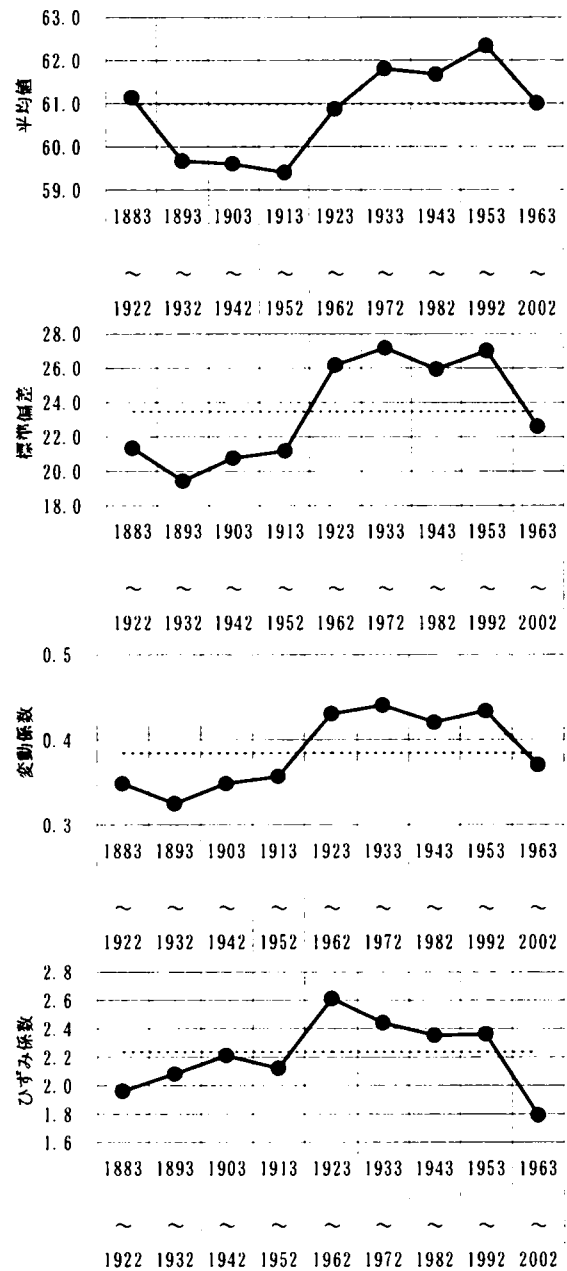


図 5.3.19 統計量の比較 (40mm 以上)

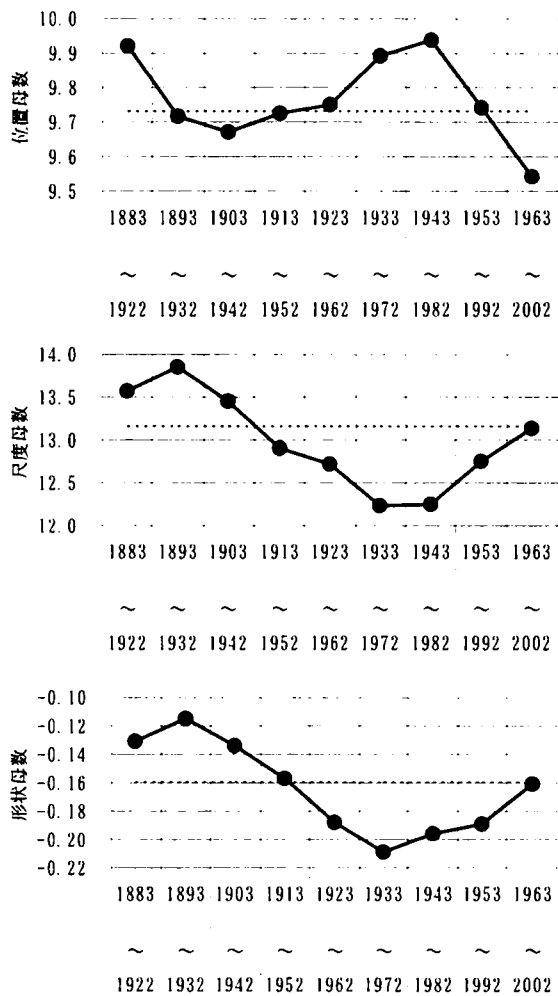


図 5. 3. 20 GP 分布の推定母数の比較
(10mm 以上)

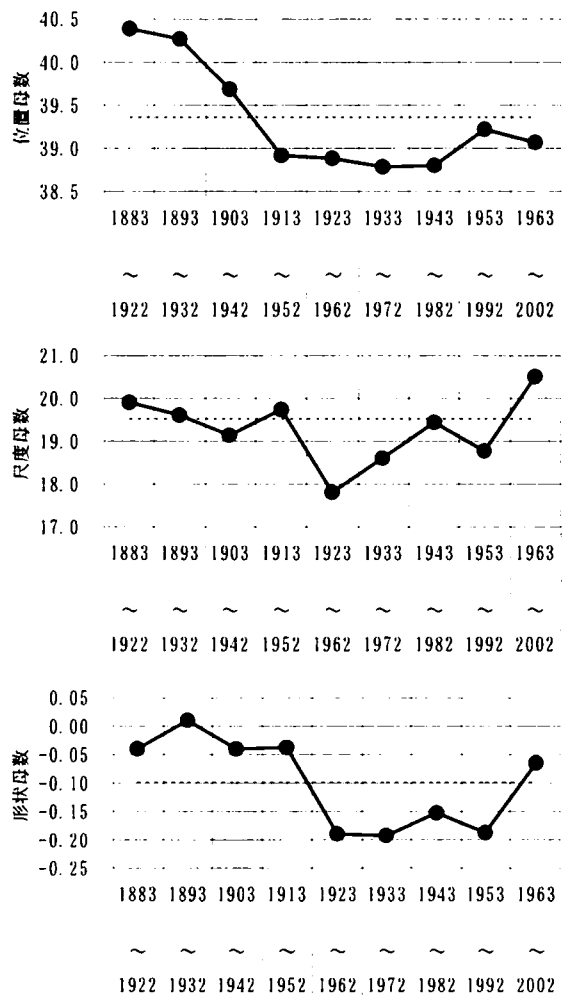


図 5. 3. 21 GP 分布の推定母数の比較
(40mm 以上)

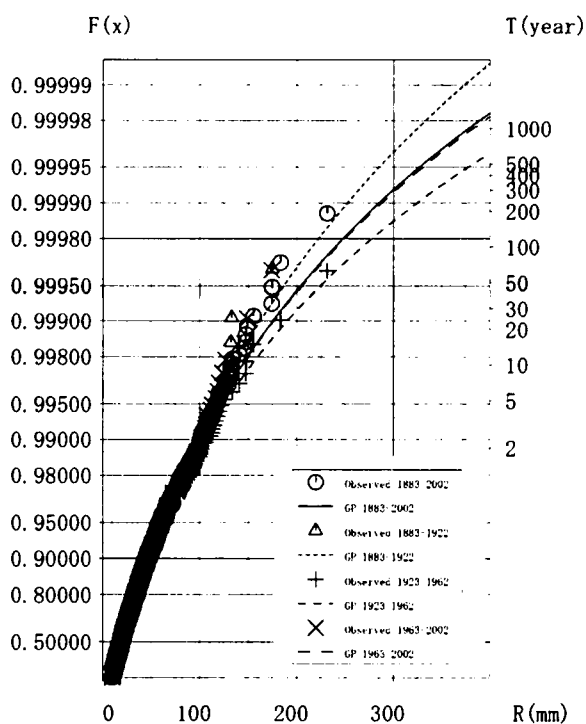


図 5. 3. 22 10mm 以上の POT の確率分布

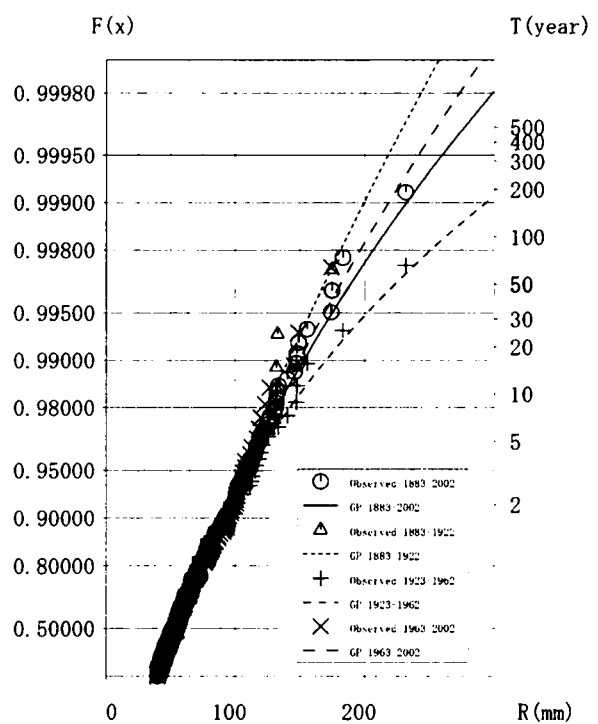


図 5. 3. 23 40mm 以上の POT の確率分布

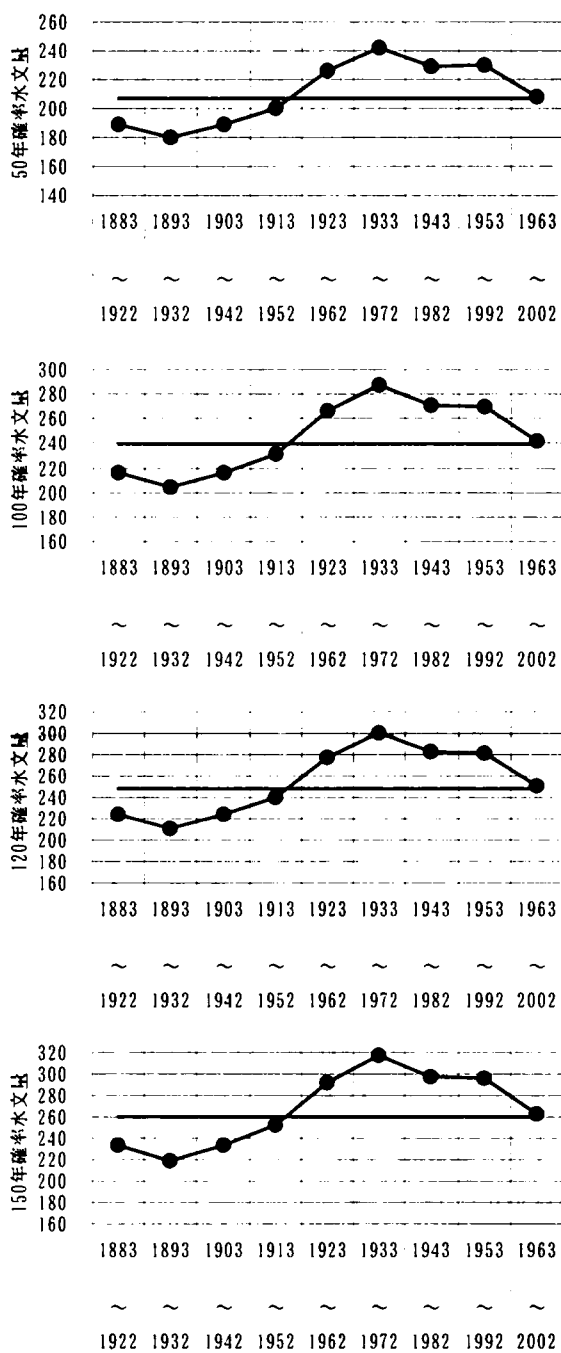


図 5. 3. 24 GP 分布のT年確率水文学量
(10mm 以上)

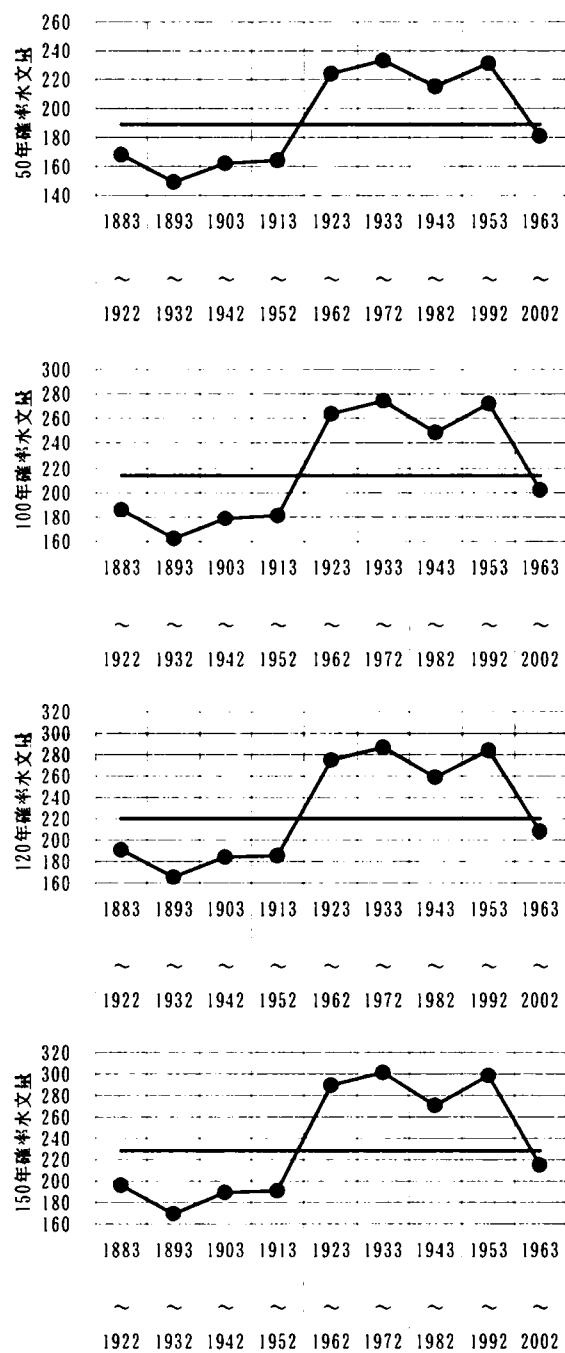


図 5. 3. 25 GP 分布のT年確率水文学量
(40mm 以上)

4) 年最大日雨量の確率分布

年最大日雨量の確率分布特性を調べた。1883 年～2002 年までの 120 年間と 3)と同様に分割した 1883 年～1922 年、1923 年～1962 年、1963 年～2002 年の 3 つの期間に分割した 40 年間のデータから年最大日雨量を抽出した。それらの系列に一般化極値 (GEV) 分布をあてはめ、Gumbel 確率紙にプロットした結果を図 5.3.26 に示す。母数推定法は L 積率法とし、観測値のプロットには Plotting Position の一つである Cunnane plot を用いた。また、表 5.3.2 に統計量と推定した母数の値を示す。

1883 年～2002 年までの結果と同様の傾向を示すのは、1883 年～1922 年の期間の結果である。1923 年～1962 年の期間では、推定線が右に傾いている傾向が見られる。1963 年～2002 年の期間では、形状母数が正となり上限値をもつ。このため、確率紙上で推定線が下に凸となる。これらの結果から、年最大日雨量については非定常性が見られ、前述の POT よりも、その傾向は強いと言える。

表 5.3.2 母数推定結果

種別	項目	1883-2002	1883-1922	1923-1962	1963-2002
統計量	データ数	120	40	40	40
	平均値	92.17	90.44	93.04	93.03
	標準偏差	31.766	28.112	37.723	28.451
	ひずみ係数	1.232	0.784	1.642	0.487
GEV分布 の母数 推定値	形状母数	-0.02662	-0.00815	-0.19759	0.17001
	尺度母数	24.17	22.88	22.74	26.78
	位置母数	77.57	77.05	74.45	81.49

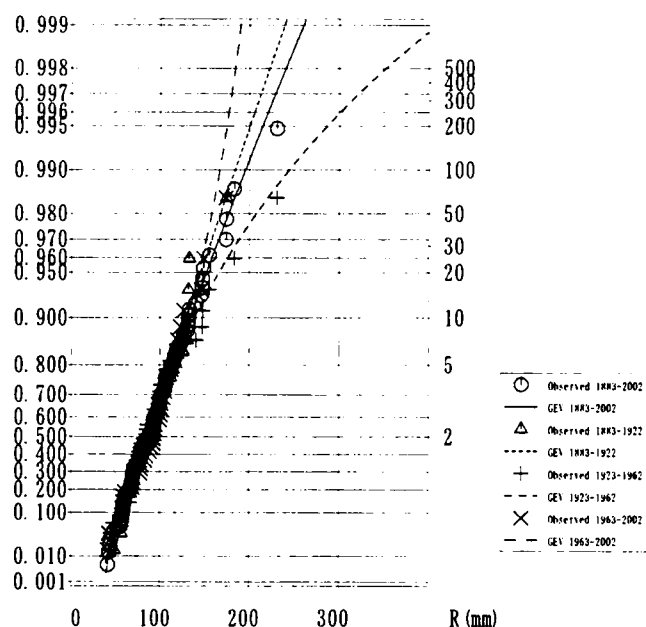


図 5.3.26 年最大日雨量 (AMS) 確率分布

5.4 日雨量の非定常確率分布の推定

5.4.1 日雨量の発生個数に関する平均発生率の推定

前述の結果から、10mm/day以上の閾値超過系列（POT）は、年間の発生個数に非定常性が見られることがわかった。そこで、本節では、10mm/day以上のPOTを対象として、発生個数の平均発生率を推定する。平均発生率の周期は、1年周期や3ヶ月の季節成分あるいは1年以上の成分の組み合わせが考えられる。このとき、あらゆる組み合わせを考えて最適母数を推定することは、ケース数が膨大となることから現実的ではない。例えば、最大で40年までの周期を考えたとして、1年から40年までの周期に対して $s=2$ （3組）の組み合わせを

考えると、 ${}_{40}C_3 = \frac{40!}{37!3!} = 9880$ ケースで母数を推定する必要がある。そこで、次数を $s=0$ に固

定して、1ヶ月から1年まで1ヶ月ピッチで、1年から120年まで1年ピッチで周期 ω_{ps} に対して尤度が最大となる k_{ps} と ϕ_{ps} を求める。次に、1ヶ月から120年までの周期成分に対する尤度のうち、その値が極大値となる周期成分を m 組だけ抽出し、 m 組の組み合わせで最適な周期成分を推定する。

閾値 10mm/day 以上の POT の場合、一年間の平均生起日数の平均値は 42.6（日/年）である。平均発生率の計算は、 $\Delta t=1$ （日） $=1/365$ （年）とし、 $\lambda_{po}=42.6$ （日/年）を与える。また、データの存在する 120 年間では常に $\lambda_{ps} \geq 0$ となるような制約条件をつける。

図 5.4.1 に 1 年以下の周期成分に対する対数尤度の値を示す。周期 1 年の場合に対数尤度が最大となり、3 ヶ月および 6 ヶ月で極大値をもつ。図 5.4.2 に 2 年以上の周期成分に対する対数尤度の値を示す。4 年、6 年、8 年、10 年、15 年、19 年、28 年、60 年で対数尤度が極大値を持つ。

次に、これらの 10 組の周期成分を組み合わせ、対数尤度が最大となるような次数と組み合わせを求める。まず、10 組の周期成分の中で対数尤度が最大となる 1 年を $s=0$ の周期成分とする。次に、 $s=1$ の成分として、10 組の周期成分のうち 1 年を除いた 9 組の周期成分で対数尤度を算定し、最大の対数尤度を与える組み合わせを求める。その組み合わせとして(6 ヶ月、1 年)が得られた。次に、 $s=2$ の成分として、10 組のうち 6 ヶ月と 1 年を除く 8 組の組み合わせで同様の推定を行う。この推定を $s=9$ まで行う。このようにして推定した $s=0, 1, 2, \dots, 8$ までの対数尤度と母数の個数から AIC を求めた結果を図 5.4.3 に示す。この結果、AIC が最小となるのは $s=6$ 、すなわち 7 組の周期成分の組み合わせであることがわかる。表 5.4.1 に $s=6$ のときの推定母数を示す。

なお、上記の計算過程において、尤度を最大にする母数の推定は、与えられた目的関数の極小値を求める SIMPLEX 法と POWELL 法を用いて以下のように行う。

- ① 第 i ステップの対数尤度 L_i に対して、目的関数を $-L_i$ として SIMPLEX 法により $-L_i$ が極小となる母数 $\Theta_{s,i}$ を求める
- ② 求められた母数 $\Theta_{s,i}$ を初期値として POWELL 法により $-L_i$ が極小となる母数 $\Theta_{p,i}$ を求める
- ③ 第 1 ステップから第 i ステップで求められた母数 $\Theta_{p,i}$ に対する対数尤度 L_i が次の 2 つの条件を同時に満足する場合に、母数 $\Theta_{p,i}$ を対数尤度を最大にする推定値であるとする。

③-1) $d_L = (L_i - L_{i-1}) / L_i \leq 1.0 \times 10^{-5}$ を満たす

③-2) 第 i ステップの対数尤度 L_i が第 1 ステップから第 i ステップまでの対数尤度の最大値となる

SIMPLEX 法は、旧大阪大学教養部小谷恒之氏が作成されたルーチンを使用し、POWELL 法は、旧京都大学大型計算センター星野聡氏が作成されたルーチンを使用した。SIMPLEX 法は、関数の変化を放物線で近似できるような母数の領域を広範囲にわたって探索し、浅い“くぼみ”に落ち込まないことを主眼とし、POWELL 法等其他の方法よりも前段階で用いるのが適切であるとされている。このため、SIMPLEX 法で推定した最適値を、POWELL 法における初期値として設定した。

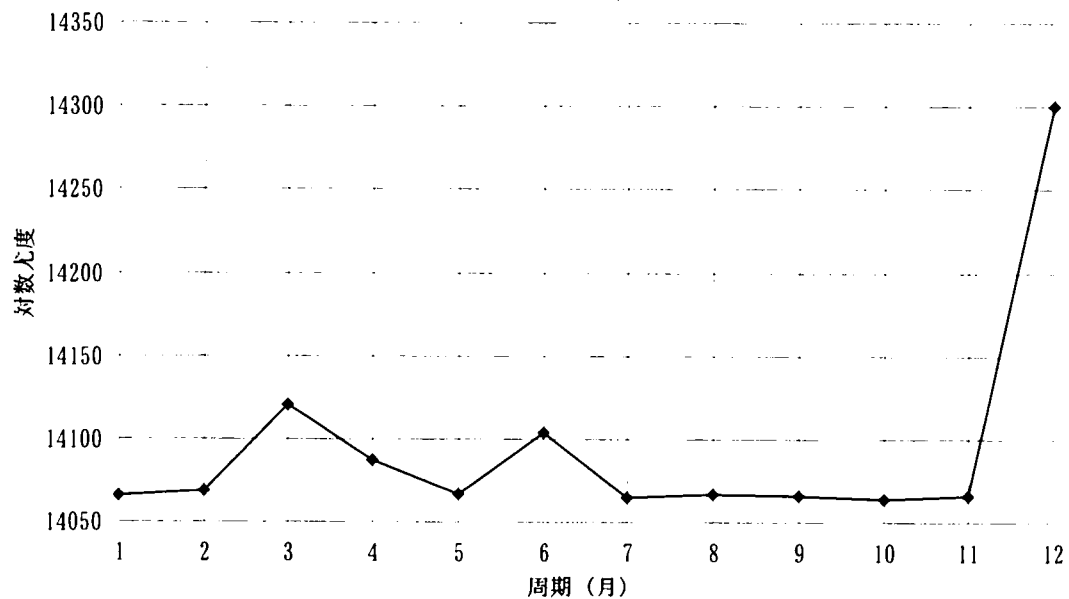


図 5. 4. 1 1 年以下の周期と対数尤度の最大値

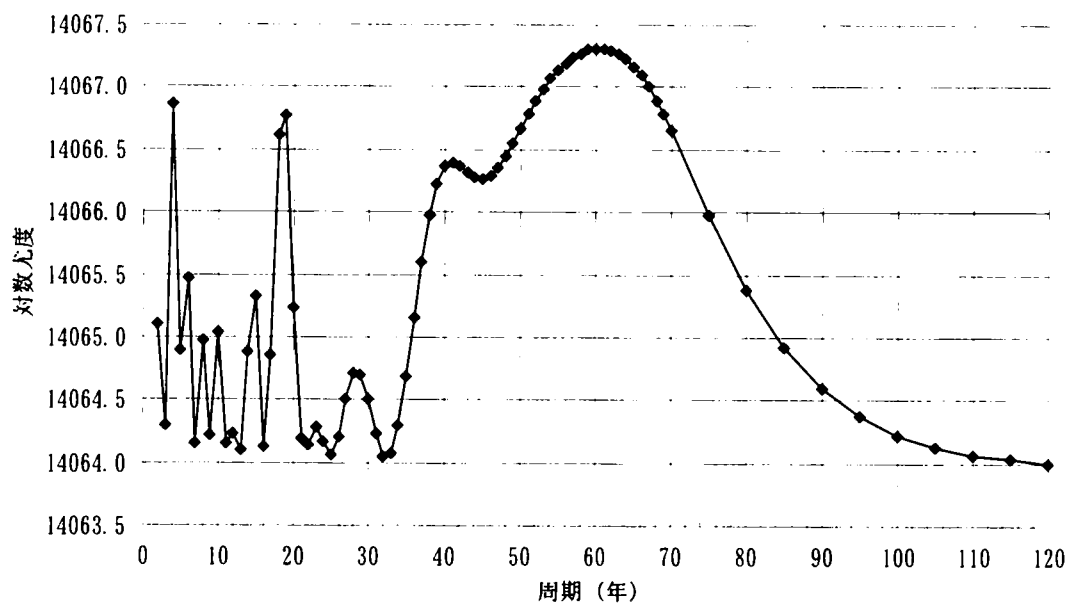


図 5. 4. 2 2 年以上の周期と対数尤度の最大値

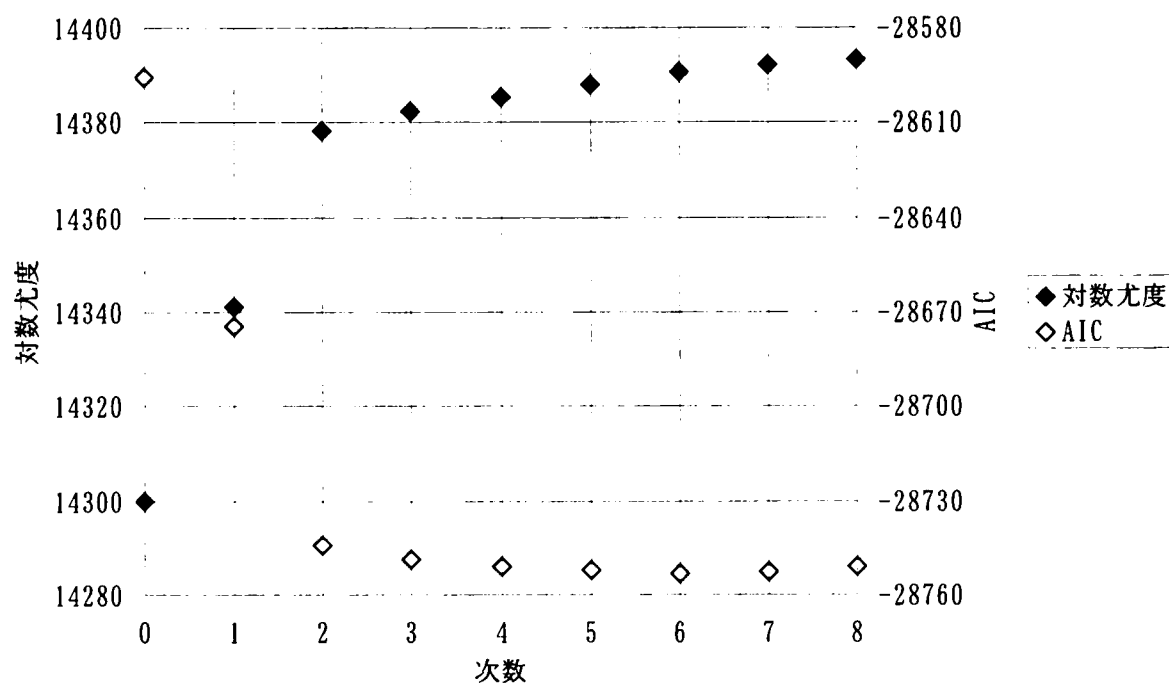


図 5. 4. 3 周期成分の次数と対数尤度およびAIC

表 5. 4. 1 周期成分の母数推定値

s	λ_{ps}	k_{ps}	ω_{ps}	ϕ_{ps}
0	42.6	6.75374	0.25	0.69677
1		-8.17382	0.50	0.61087
2		-16.80911	1.00	1.48365
3		-1.87343	4.00	-0.04823
4		-1.99214	10.00	0.04888
5		-2.37288	19.00	-0.39011
6		1.78669	60.00	-0.66004

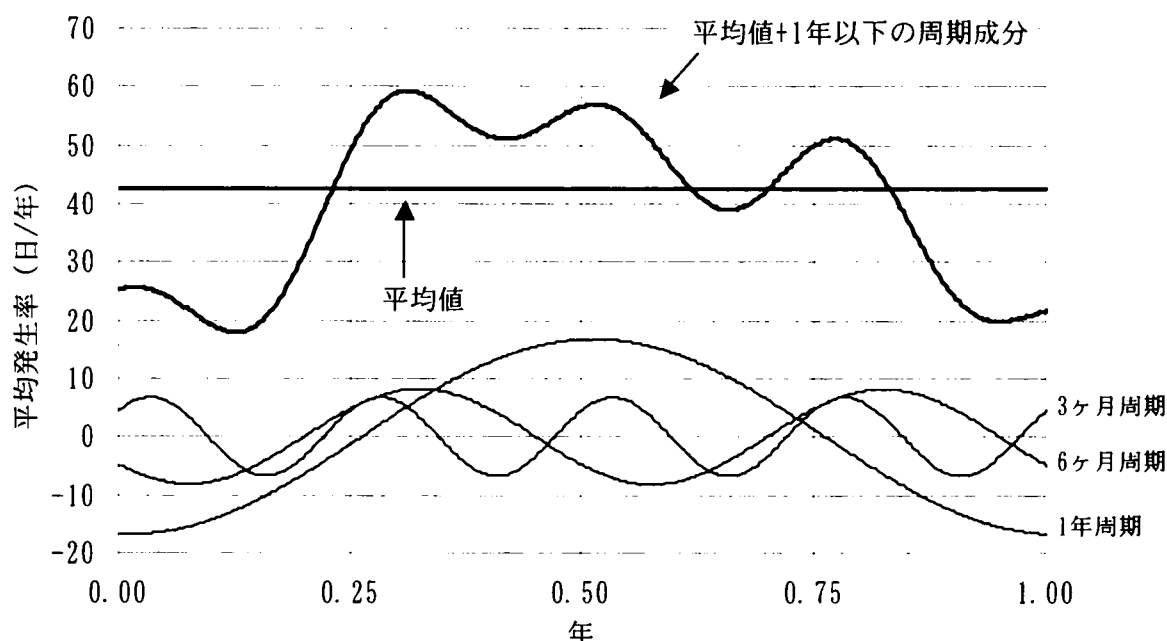


図 5.4.4 平均発生率の季節変動成分

図 5.4.4 に、推定した平均発生率の周期成分のうち、1 年以下の季節変動成分の形状を示す。平均値に周期成分を重ね合わせた平均発生率の形状をみると、0.35 年から 0.8 年付近で平均発生率の値が大きく、0.15 年付近で最小となる。すなわち、2 月は雨量の発生回数が少なく、4 月から 10 月は雨量の発生回数が高いことを示している。図 5.4.5 に 2 年以上の長期の変動成分を示し、図 5.4.6 に、これらの変動成分を重ね合わせた値に平均値を加えて得られる長期の平均発生率の経年変化を示す。20 年以下の短い周期成分を持ちながら、60 年の大きな周期変動を示していることがわかる。

5.4.2 日雨量の非定常確率分布の推定

(3) 一次推定

日雨量の大きさの非定常確率分布を推定する。前述のように、40 年ごとに分割した 10mm/day 以上の POT は、平均値、標準偏差、ひずみ係数が経年的に変化し、それに応じてその系列を用いて推定した GP 分布の母数も変化している。このような GP 分布の非定常性を表現するために、GP 分布の 3 つの母数のうち、形状母数が周期的に変動すると考えた。GP 分布の統計量と母数との関係式をみると、形状母数は、平均値、標準偏差、ひずみ係数のいずれにも関係している。すなわち、形状母数が経年的に変化すると考えると、GP 分布の平均値、標準偏差、ひずみ係数のいずれも経年的に変化する非定常性を表すことができる。他の 2 母数である尺度母数、位置母数は 120 年間で求めた推定値を定常値として与える。

GP 分布は、形状母数 $\kappa_{ms} < -0.33$ でひずみ係数をもたない。このため、母数推定においては、形状母数 $\kappa_{ms} \geq -0.33$ を制約条件とした。また、ある x_i に対して、 $\kappa_{ms} < 0$ のとき $\xi \leq x_i < \infty$ であり、 $\kappa_{ms} > 0$ のとき $\xi \leq x_i \leq \xi + \frac{\kappa_{ms}}{a}$ であることから、この範囲外にならないような制約条件とした。

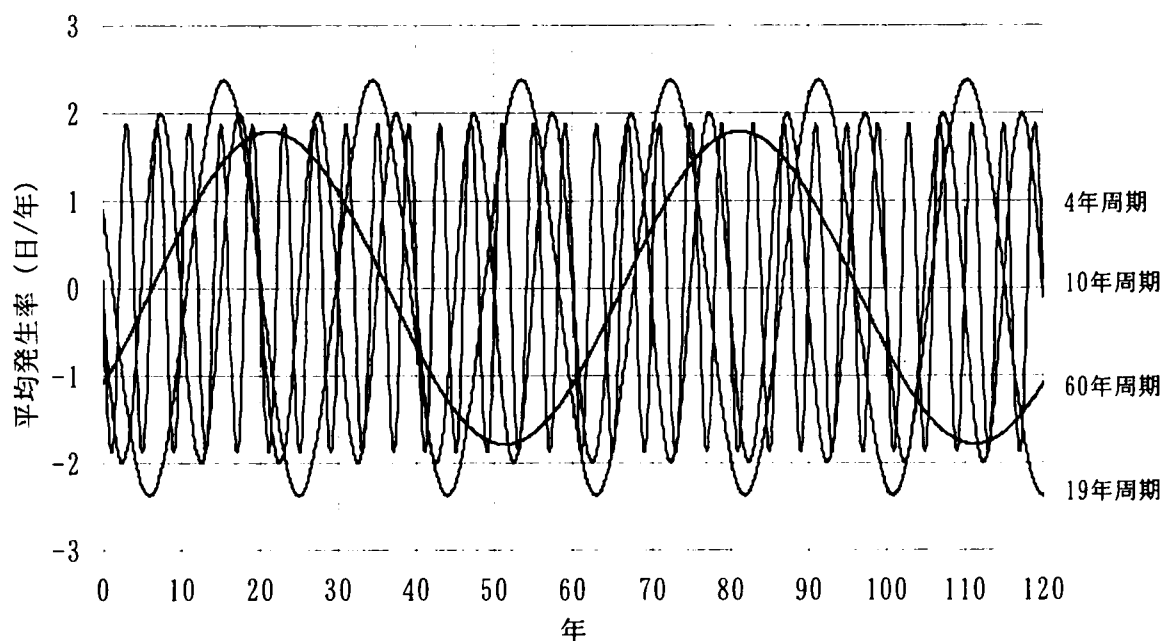


図 5. 4. 5 2 年以上の平均発生率の長周期成分

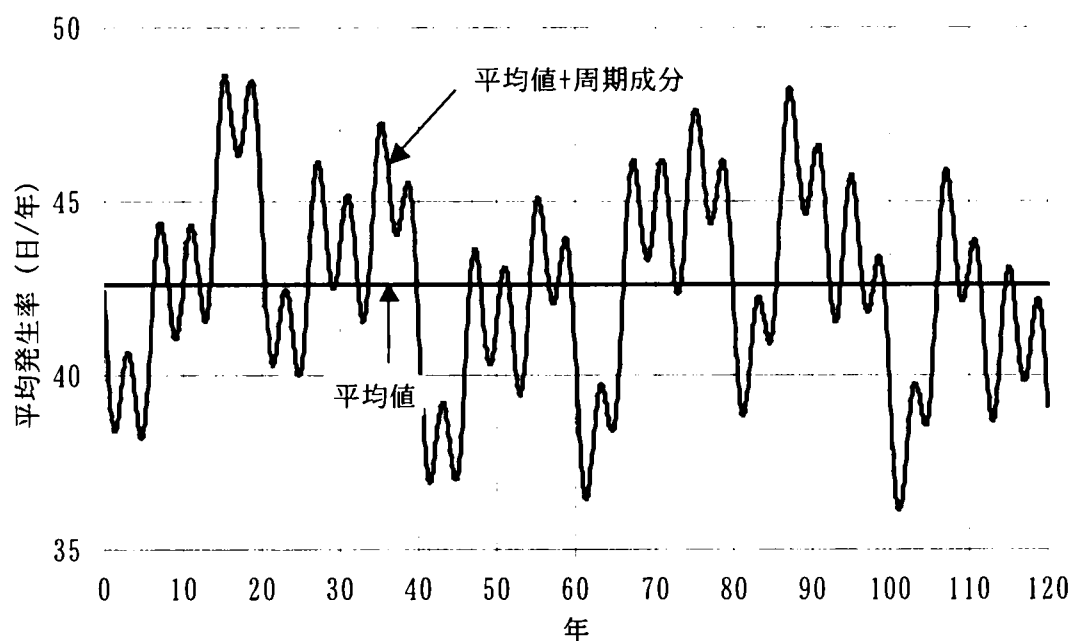


図 5. 4. 6 2 年以上の平均発生率の経年変化

図 5.4.7 に 1 年以下の周期成分に対する対数尤度の値を、図 5.4.8 に 2 年以上の対数尤度の値を示す。1 年以上の周期に対しては 120 年まで 1 年ごとに対数尤度を算定した。これらの結果から、対数尤度が最大となるのは 83 年、次に 1 年である。以下、6 ヶ月、48 年、3 ヶ月、35 年、27 年、22 年、16 年、4 年の順で対数尤度の極大値をもつことがわかる。

次に、 $s=0$ として 82 年を与え、 $s=1$ として残りの 9 組の周期成分で対数尤度を推定した。その結果、83 年、48 年の組み合わせで対数尤度が最大となった。以下、同様に、 $s=7$ までの周期成分の対数尤度を算定した。さらに、これらの結果から AIC を算定した結果を図 5.4.9 に示す。AIC が最小となるのは $s=2$ のときであり、日雨量の大きさの確率分布に関し

て、形状母数が 83 年、48 年、22 年の周期変動成分をもつ。なお、 $s=3$ 以上では、前述の制約条件の中で対数尤度の増加を図るような推定値が得られなかった。

図 5.4.10 に、周期成分のそれぞれの母数推定値で得られる形状母数の経年変化を示す。40 年、80 年、80 年付近で極小値を示している。推定した母数から統計量の経年変化を求めた結果を図 5.4.11 に示す。形状母数の変動とともに統計量が変化していることがわかる。特に、60 年付近で形状母数が下限値の-0.33 に近づくため、ひずみ係数が 160 もの大きな値を示す。大阪の日雨量でこのような大きなひずみ係数をもつデータは、この 120 年間で観測されていない。図 5.4.12 に GP 分布の形状母数とひずみ係数との関係を示す。大阪の日雨量のひずみ係数が 2.4 から 3.4 の間で変動していることを考えると、形状母数は少なくとも-0.2 以上となる必要がある。

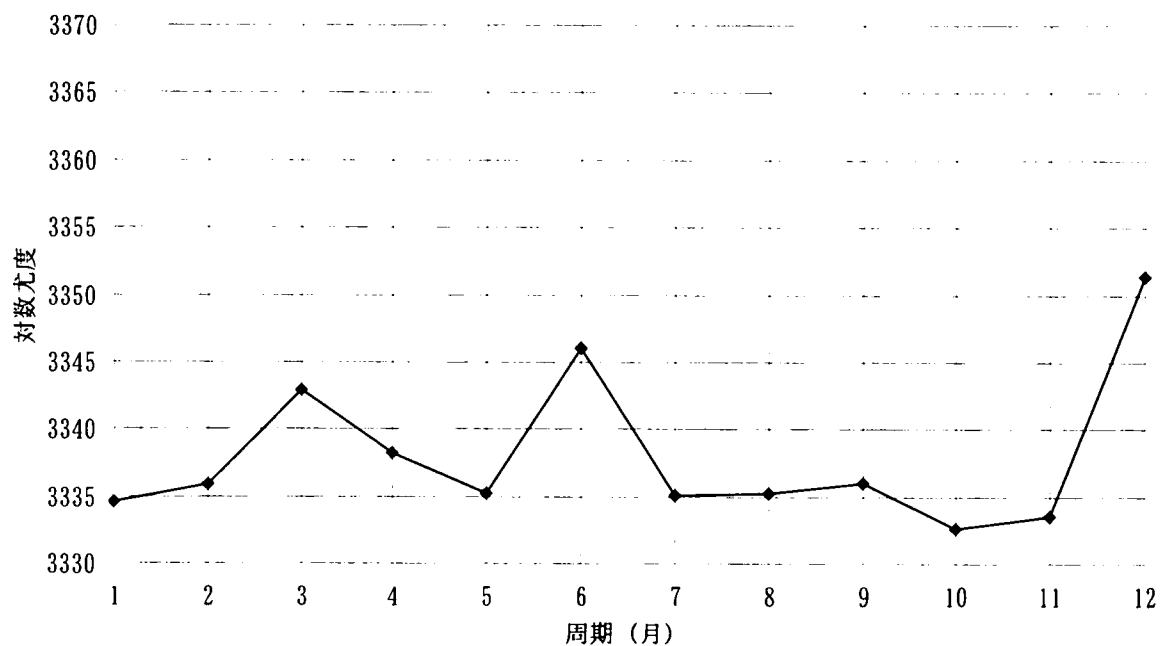


図 5.4.7 1 年以下の周期と対数尤度の最大値（形状母数を周期変動成分とした場合）

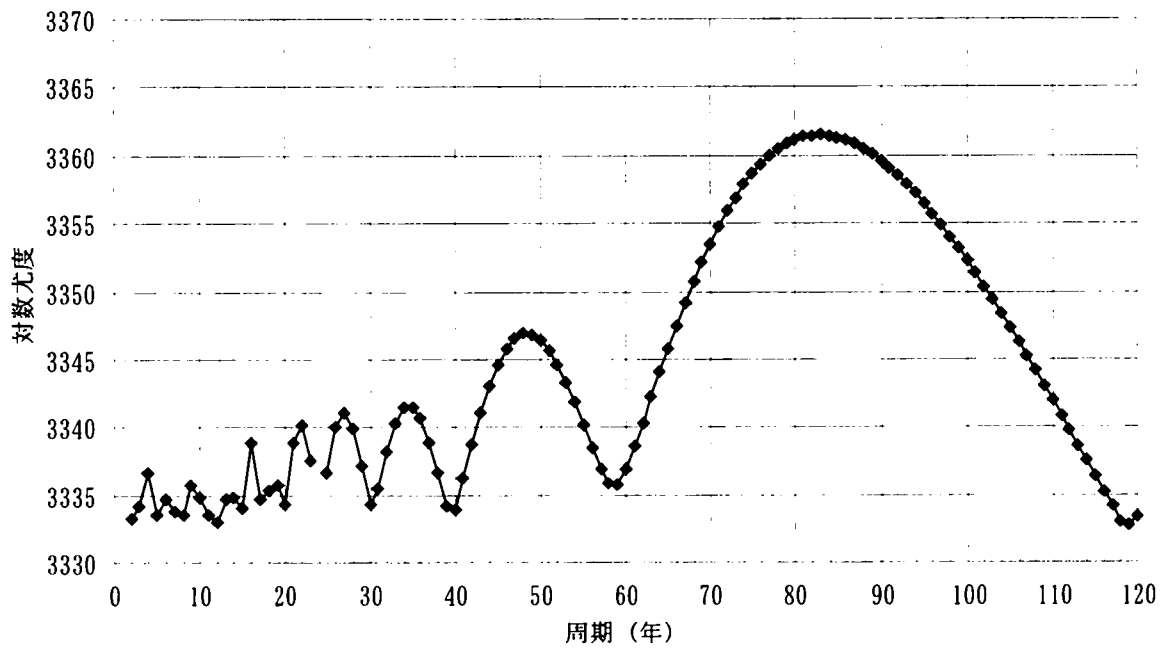


図 5. 4. 8 2 年以上の周期と対数尤度の最大値（形状母数を周期変動成分とした場合）

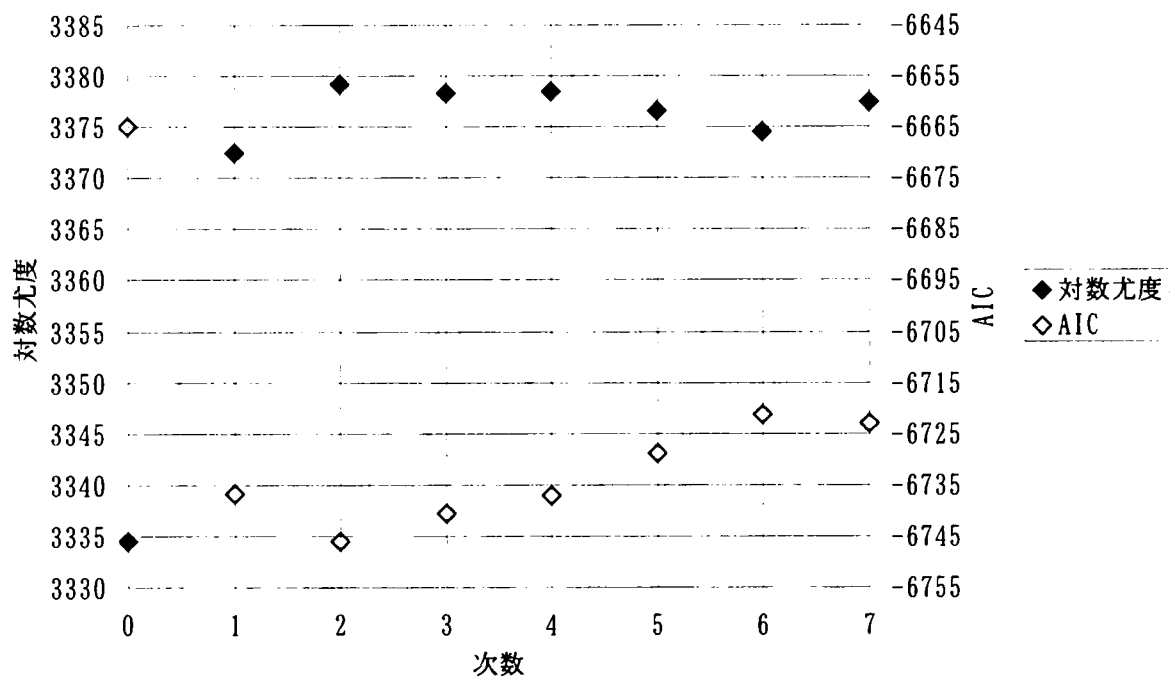


図 5. 4. 9 周期成分の次数と対数尤度および AIC（形状母数を周期変動成分とした場合）

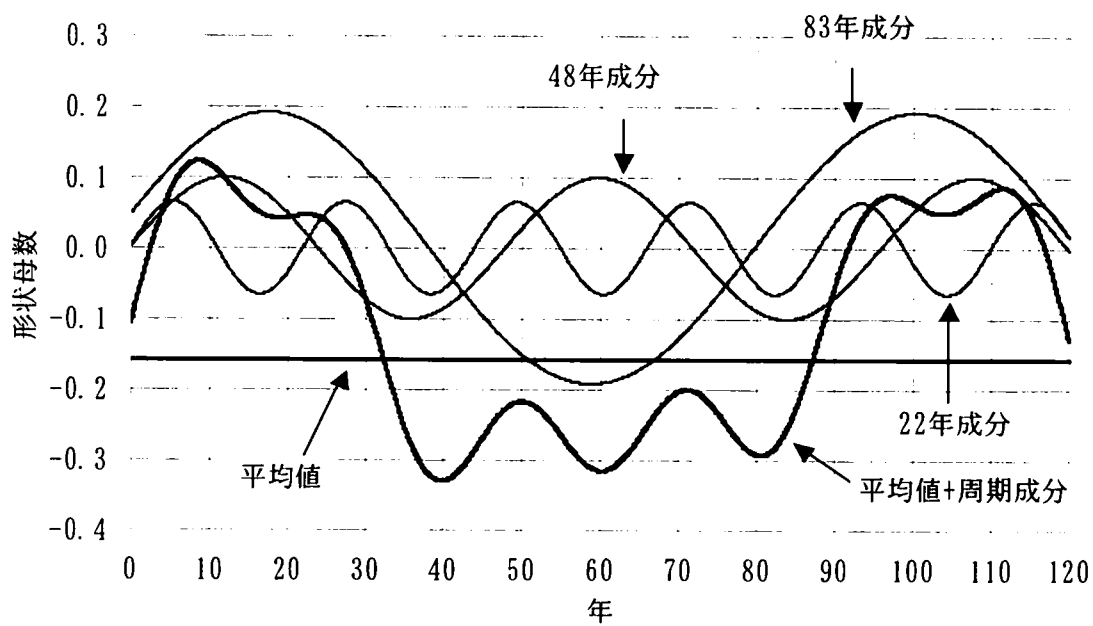


図 5. 4. 10 推定した形状母数の経年変化

表 5. 4. 2 形状母数の周期成分の母数推定値

S	λ_{ps}	k_{ps}	ω_{ps}	ϕ_{ps}
0	-0.159	0.192	83	0.257
1		0.100	48	0.027
2		0.065	22	0.038

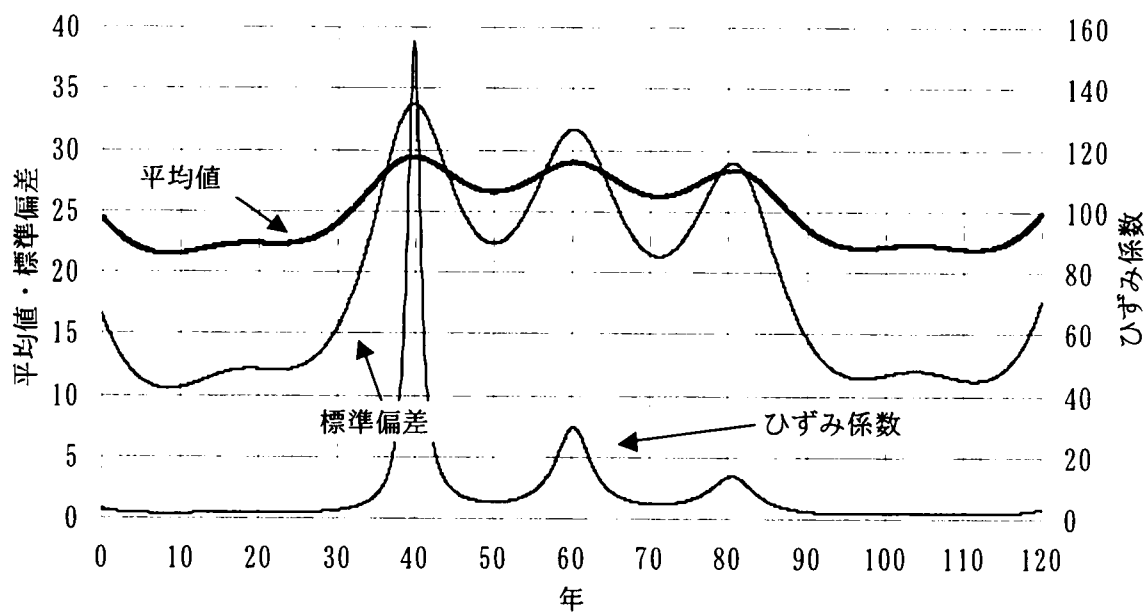


図 5. 4. 11 推定した確率分布の統計量の経年変化

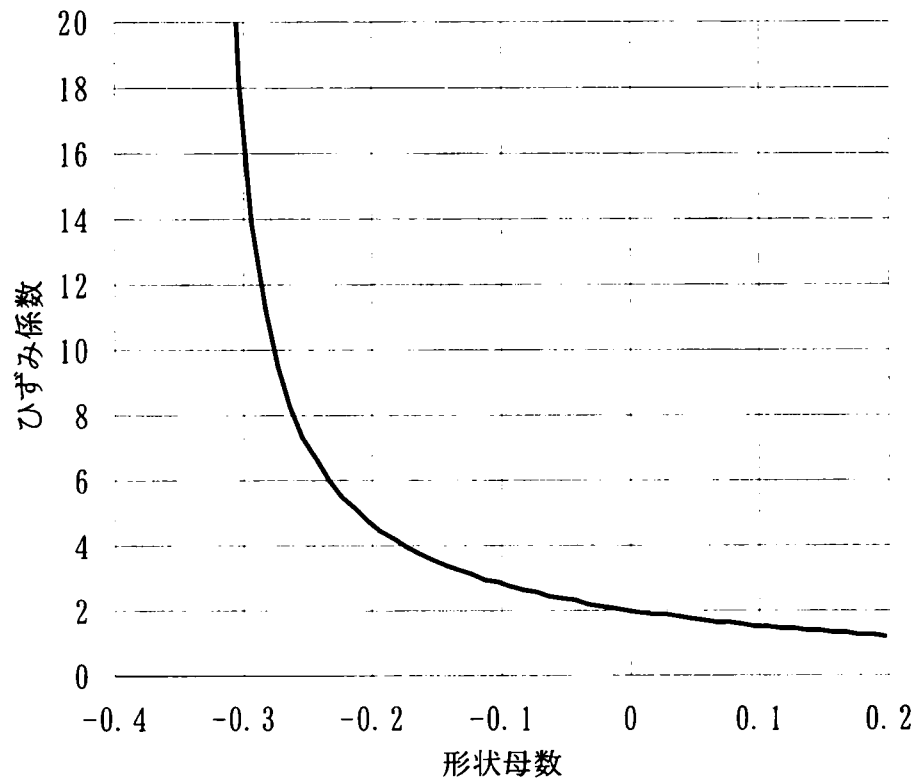


図 5. 4. 12 形状母数とひずみ係数との関係

(4) 二次推定

以上のような GP 分布の母数と統計量との関係を、実際のデータにあてはめて考えると、形状母数の下限値に何らかの制約条件を設ける必要がある。そこで、表 5.4.3 に示すように、形状母数の下限値の制約条件を変化させて母数を推定した。

表 5.4.3 形状母数の下限値の制約条件

case	設定した下限値	理論上の下限値
case1	-0.25	-0.33
case2	-0.23	
case3	-0.20	
case4	-0.18	
case5	-0.16	

case1～case5 の対数尤度の最大値の変化を図 5.4.13 および図 5.4.14 に示す。対数尤度の極大値が生じる周期は、一次推定値と同じであることから、同じ周期成分の組み合わせで対数尤度を求め、AIC を求めた結果を図 5.4.15 に示す。この結果から、例えば case1 をみると、 $s=4$ が最適な周期成分の組み合わせとなる。このときの形状母数の経年変化を図 5.4.16 に示す。形状母数の下限値である -0.25 が 40 年目、60 年目付近で生起していることがわかる。形状母数が経年的に変化する非定常 GP 分布の母数から、統計量を求めた。図 5.4.17 にその経年変化を示す。ひずみ係数は最大で 7 となる。一次推定の結果から考えると、下限値を -0.25 としても、観測データのひずみ係数との差が大きい。

case2～case5 に関する計算結果について、統計量の経年変化に着目すると、観測データの統計量の経年変化との誤差が小さいのは case4 と推察される。しかし、これらの結果のみから case4 の妥当性を結論づけることが難しい。そこで、それぞれのケースで推定した母数を用いて、日雨量の模擬系列を発生させ、以下に示す方法により、母数推定結果の評価を行った。

- ①後述する日雨量のシミュレーション手法により、日雨量の模擬系列を発生させる。母数はそれぞれのケースで推定した値を用いる。模擬系列は 1883 年を開始年とし、観測値の存在期間である 120 年間発生させる。これを 100 回繰り返す。
- ②100 個の模擬系列に対し、1 年目～40 年目、11 年目～50 年目というように、10 年ずつ期間をずらした 40 年間の模擬系列で、平均値、標準偏差、ひずみ係数を求める。
- ③これらの模擬系列に GP 分布をあてはめて推定した母数の経年変化を求める。
- ④シミュレーションにより算定された統計量、母数の経年変化を観測データの値と比較する。

結果を図 5.4.18～図 5.4.22 に示す。破線はシミュレーションから得られた統計量や GP 分布の母数の平均値±標準偏差を示している。case4 では平均値±標準偏差の幅の中に観測値系列が収まっていることがわかる。これらの結果から判断して、形状母数の下限値を -0.18 と設定すれば、観測値データの統計量と適合するシミュレーションが可能であると言える。

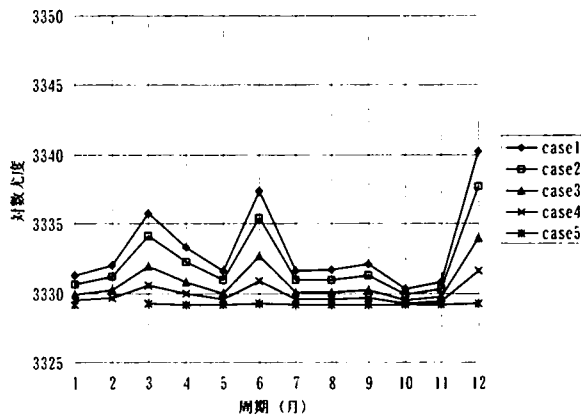


図 5. 4. 13 1年以下の周期と対数尤度の最大値

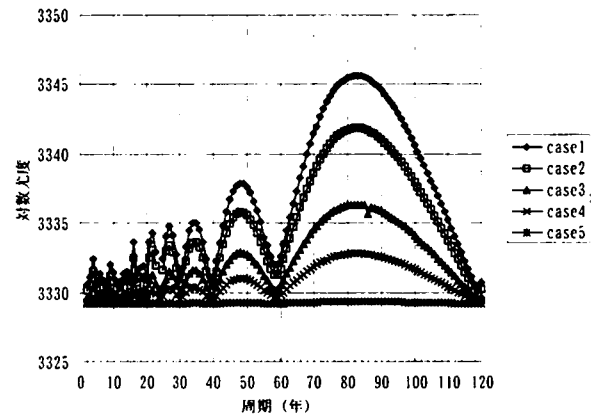


図 5. 4. 14 2年以上の周期と対数尤度の最大値

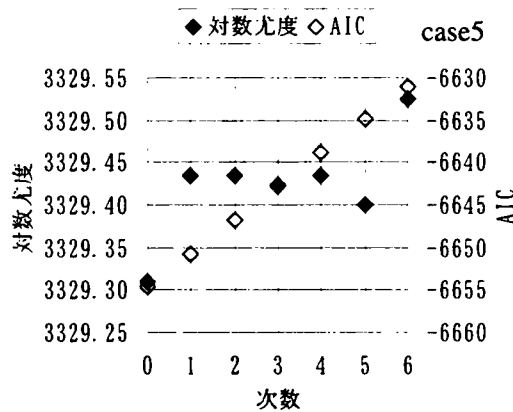
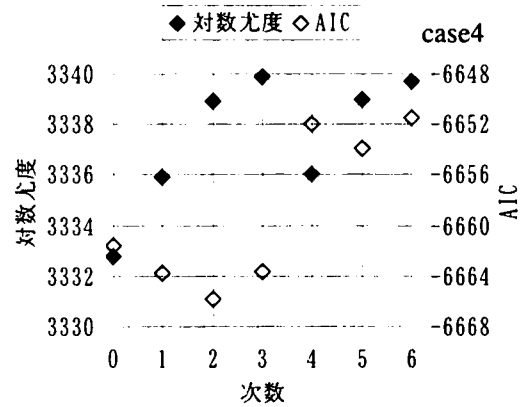
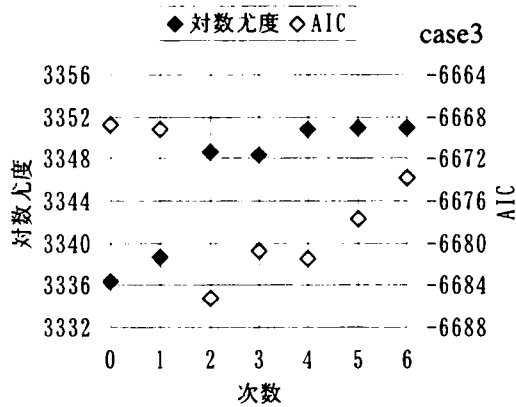
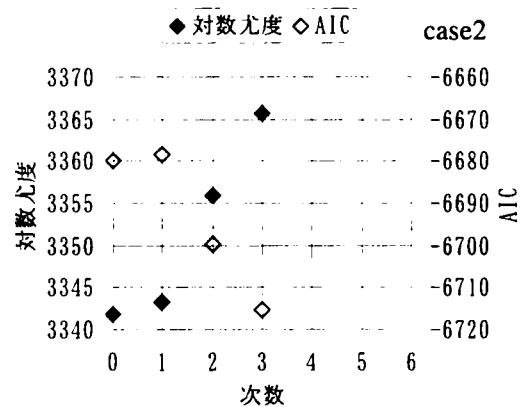
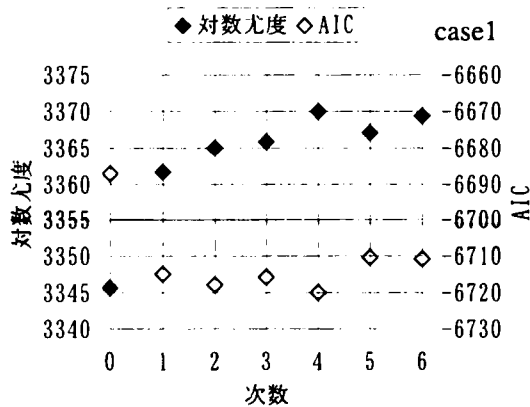


図 5. 4. 15 周期成分の次数と対数尤度の最大値および AIC との関係

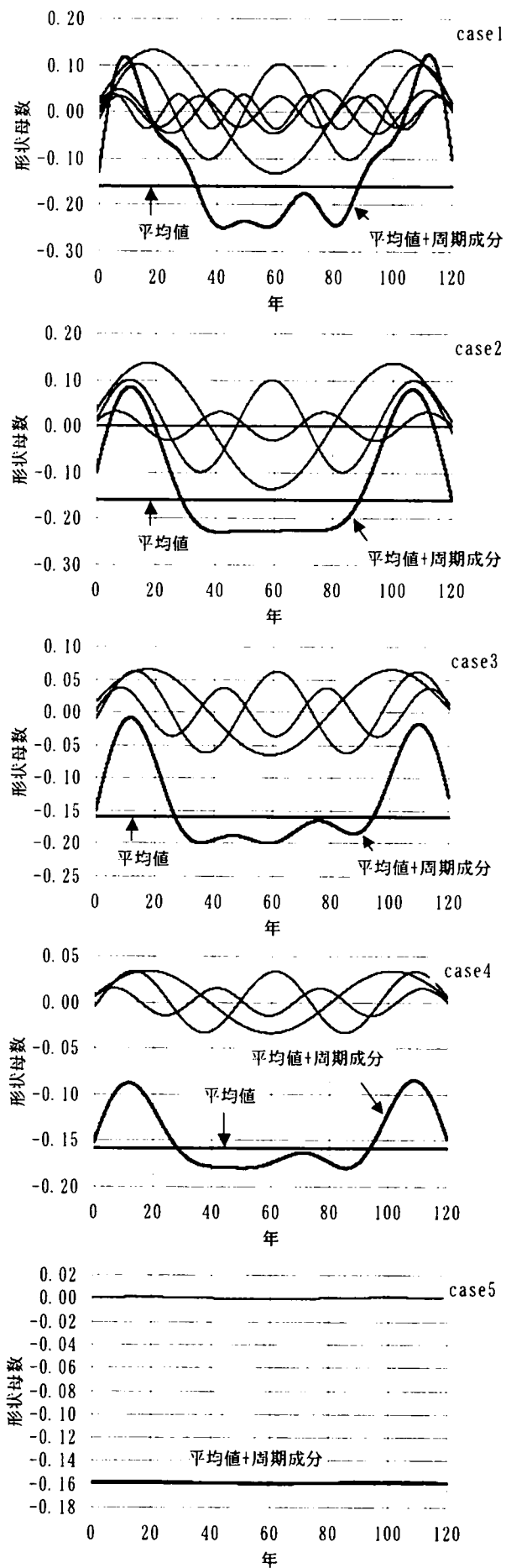


図 5. 4. 16 推定した形状母数の経年変化

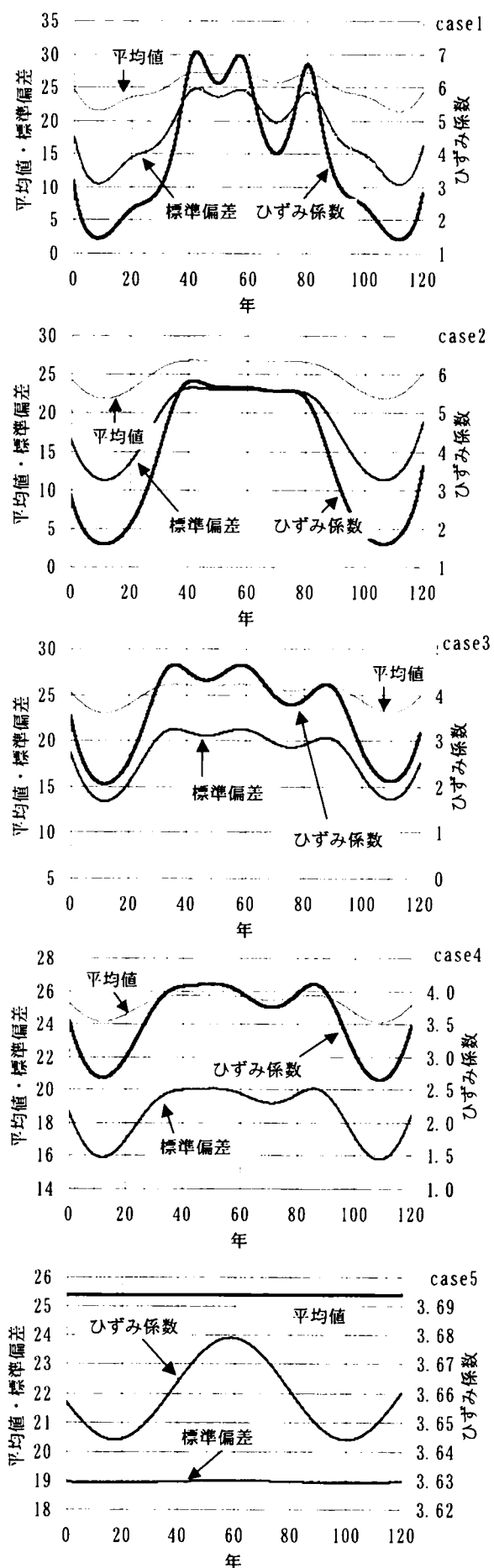


図 5. 4. 17 非定常 GP 分布の統計量の経年変化

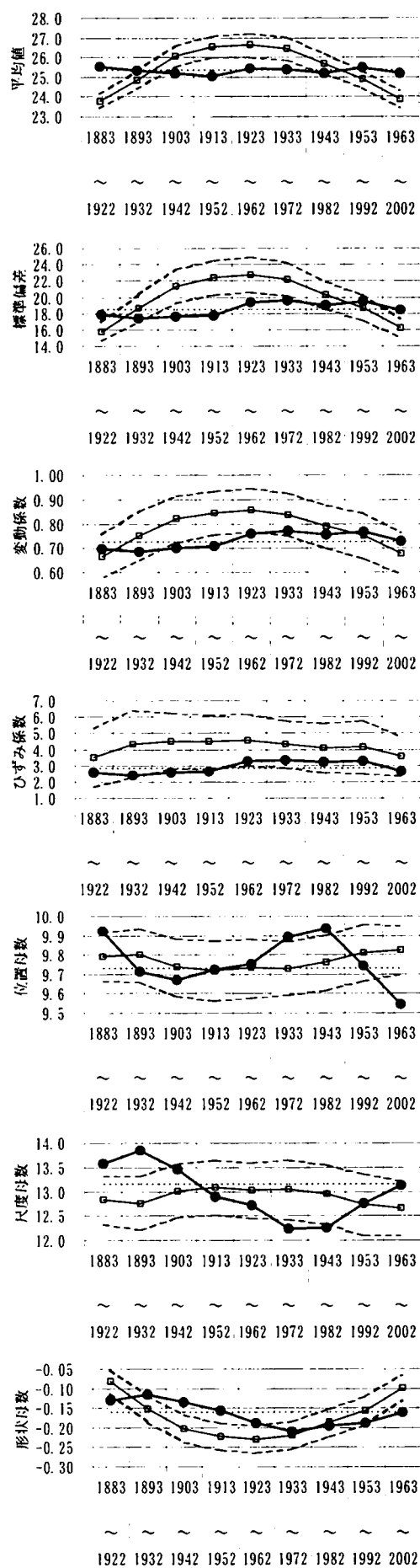


図 5.4.18 非定常 GP 分布の統計量と母数の経年変化 (case1)

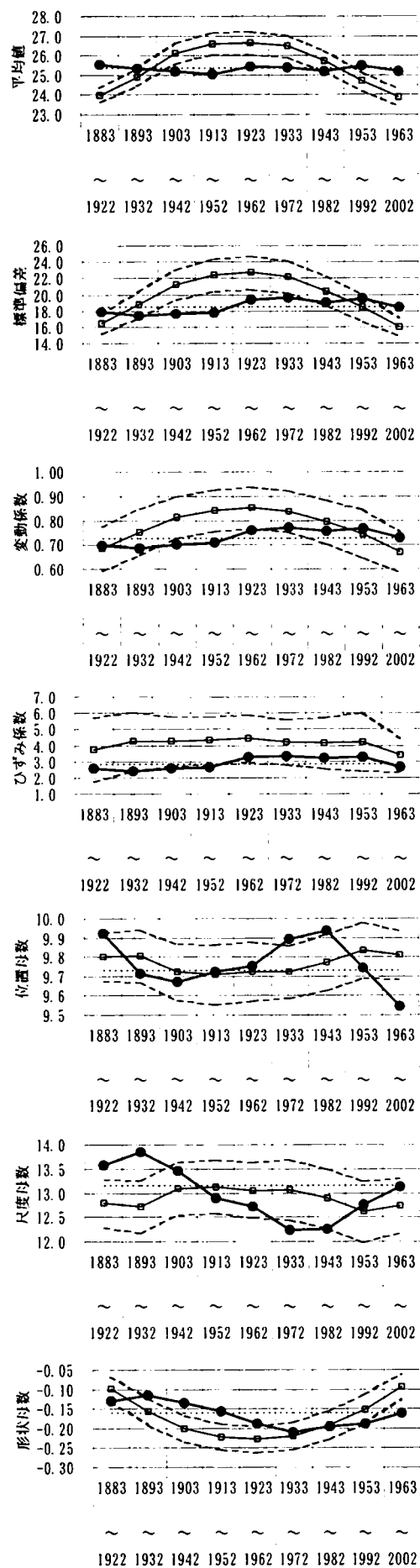


図 5.4.19 非定常 GP 分布の統計量と母数の経年変化 (case2)

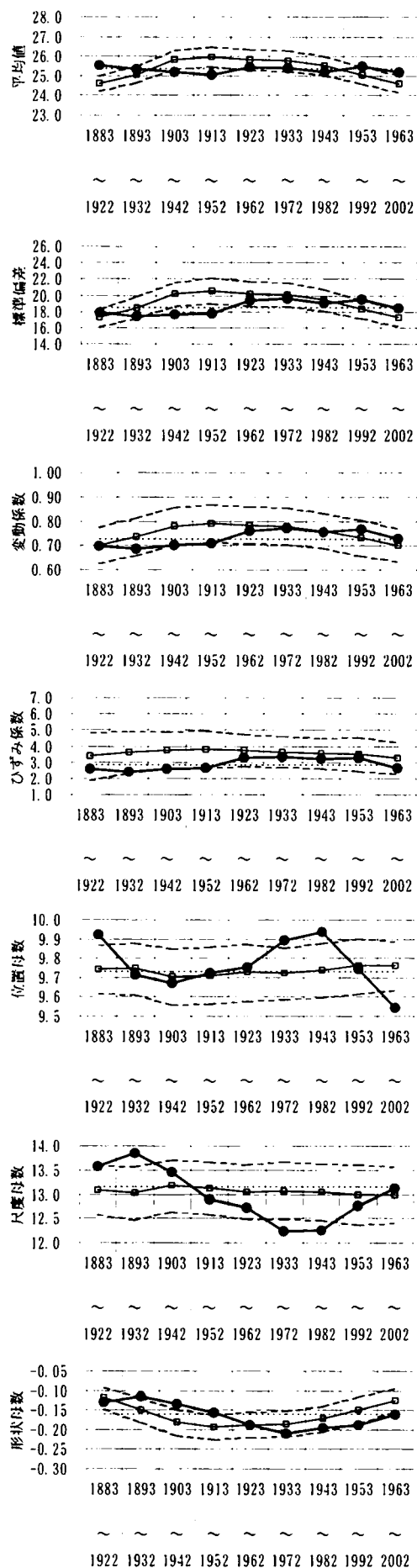


図 5.4.20 非定常 GP 分布の統計量と母数の経年変化 (case3)

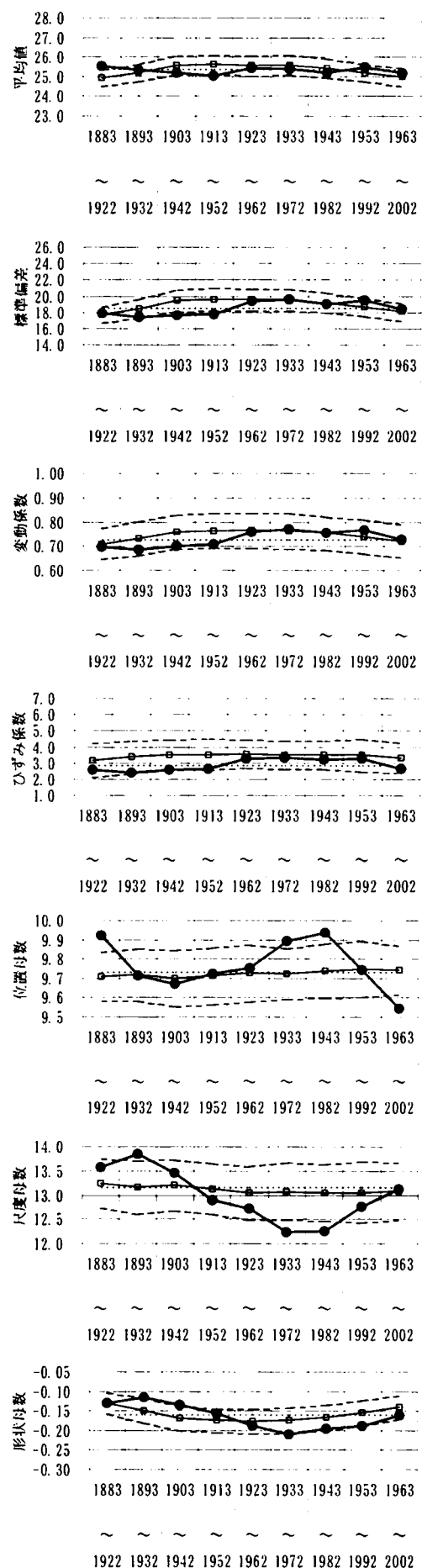


図 5.4.21 非定常 GP 分布の統計量と母数の経年変化 (case4)

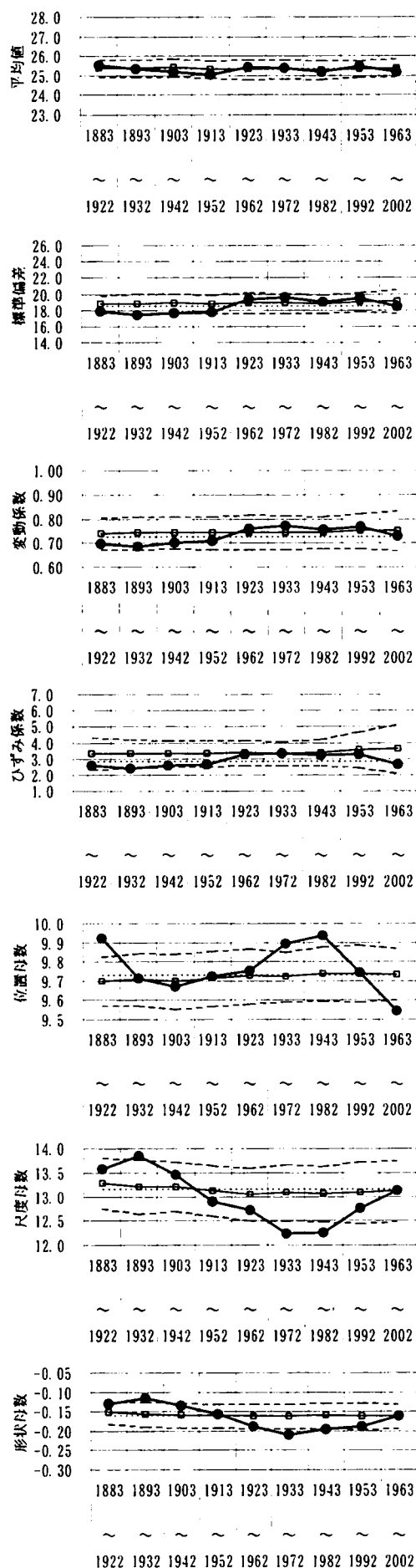


図 5.4.22 非定常 GP 分布の統計量と母数の経年変化 (case5)

表 5.4.4 形状母数の周期成分の母数推定値

case1				
S	λ_{p0}	k_{ps}	ω_{ps}	ϕ_{ps}
0		0.132	83	0.189
1		0.102	48	-0.160
2	-0.159	0.047	35	0.377
3		0.033	27	-0.048
4		0.037	22	0.133

case2				
S	λ_{p0}	k_{ps}	ω_{ps}	ϕ_{ps}
0		0.136	83	0.259
1		0.100	48	0.116
2	-0.159	0.031	35	0.356
3		0.000	9	0.414

case3				
S	λ_{p0}	k_{ps}	ω_{ps}	ϕ_{ps}
0		0.065	83	0.247
1	-0.159	0.062	48	-0.169
2		0.037	35	0.073

case4				
S	λ_{p0}	k_{ps}	ω_{ps}	ϕ_{ps}
0		0.034	83	0.193
1	-0.159	0.033	48	-0.168
2		0.015	35	0.382

case5				
S	λ_{p0}	k_{ps}	ω_{ps}	ϕ_{ps}
0	-0.159	0.001	83	0.261

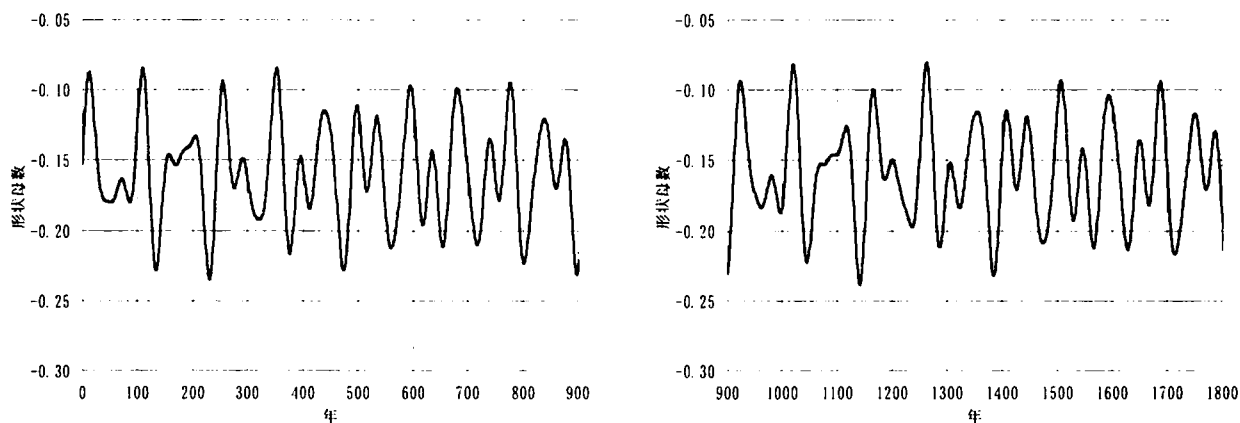


図 5.4.23 形状母数の経年変化

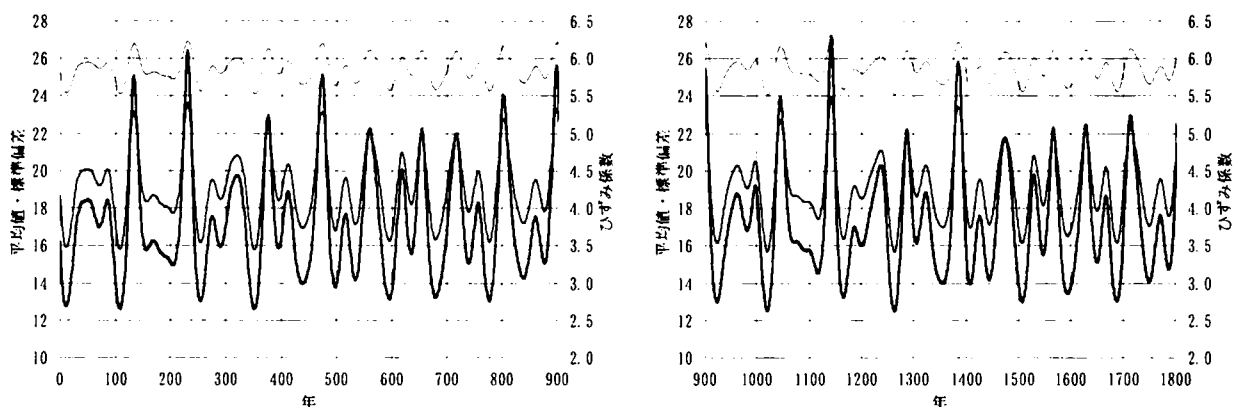


図 5.4.24 統計量の経年変化

5.4.3 毎年最大値分布の算定

推定した日雨量の平均発生率と大きさの確率分布から毎年最大値分布を算定する。まず始めに、毎年最大値分布の特性を決める平均発生率と非定常 GP 分布の統計量の経年変化をみる。

図 5.4.23 および図 5.4.24 に、非定常 GP 分布の形状母数と統計量の経年変化を示す。それぞれの図において左側の図が 1 年目から 900 年目まで、右側の図が 901 年目から 1800 年目までの経年変化を示す。これらの図から、非定常 GP 分布は長期的には 900 年で一つの周期をもつことがわかる。1 年目から 900 年目でみると、231 年目にひずみ係数が 6.0 で最大となり、その年には標準偏差も 23.6 mm/day と最大値を示す。最小値は 352 年目に生起し、ひずみ係数は 2.7、標準偏差は 15.7 mm/day となる。

次に、図 5.4.25 に平均発生率の経年変化を示す。平均発生率の周期変動成分は、表 5.4.1 に示したように、1 年が最大の振幅（16.8 日/年）をもち、ついで 6 ヶ月、3 ヶ月である。長期の変動成分は、19 年が最大の振幅を持つが、その値は 2.4 日/年であり、1 年の変動成分と比較すると 15% 程度の大き

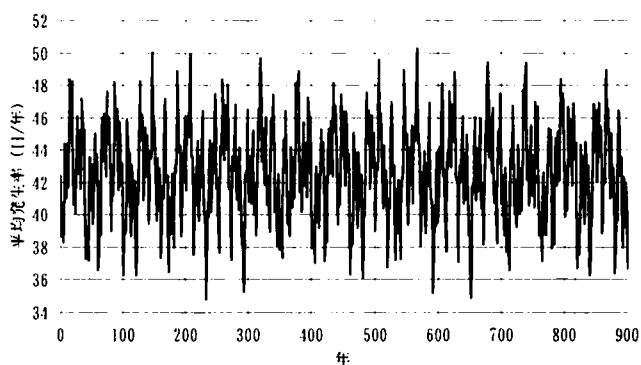


図 5.4.25 平均発生率の経年変化

さである。このように、平均発生率は、季節変動成分が長期の変動成分よりも卓越している。900 年中最大の発生率を示すのは、567 年目でそのときの平均発生率は 50.2 日/年である。ついで 147 年目の 50.0 日/年である。最小値は 233 年目と 653 年目の 34.9 日/年である。平均発生率に関しては、非定常 GP 分布のような長期の周期はみられない。

以上の結果から、毎年最大値分布は、900 年間の期間で計算する。毎年最大値分布は、(5.16)式に示すように解析解を得ることができないため、数値積分により求める。 $\Delta t=1$ (日) $=1/365$ (年) とし、 $\Delta t/10$ 内でシンプソンの台形則

$$\left. \begin{aligned} \int_{F_{i0}}^{F_{i1}} F_i(x) dx &= \frac{h}{2} (F_{i0} + F_{i1}) \\ h &= \frac{\Delta t}{10}, F_i(x_k) = F_{ik}, F_{i1} = F_{i0} + h, F_i(x_k): \text{非定常 GP 分布} \end{aligned} \right\} \quad (5.20)$$

を適用した。雨量の大きさ x は、定常 GP 分布の位置母数 9.73mm/day から 999.73mm/day まで $\Delta x=1$ mm/day の範囲で計算した。

非定常毎年最大値分布は、1 年ごとに確率分布の形状が変化するため、その年における超過確率を与えると、ある値 x を超える再現期間 $T_p(t)$ が算定される。

$$T_p(t) = 1/P[X(Z) \leq x] \quad (5.21)$$

ここで、 Z はある年を表す。第 6 章で述べるように、この再現期間は、ある年において定められる非定常毎年最大値分布が、ある一定の期間変化しないと仮定した場合の仮の再現期間として表現されるものである。

図 5.4.26 に、再現期間を 100 年としたときの確率日雨量の経年変化を示す。また、120 年間の観測値に GEV 分布をあてはめて推定した確率日雨量を同時に示す。この結果をみると、100 年確率日雨

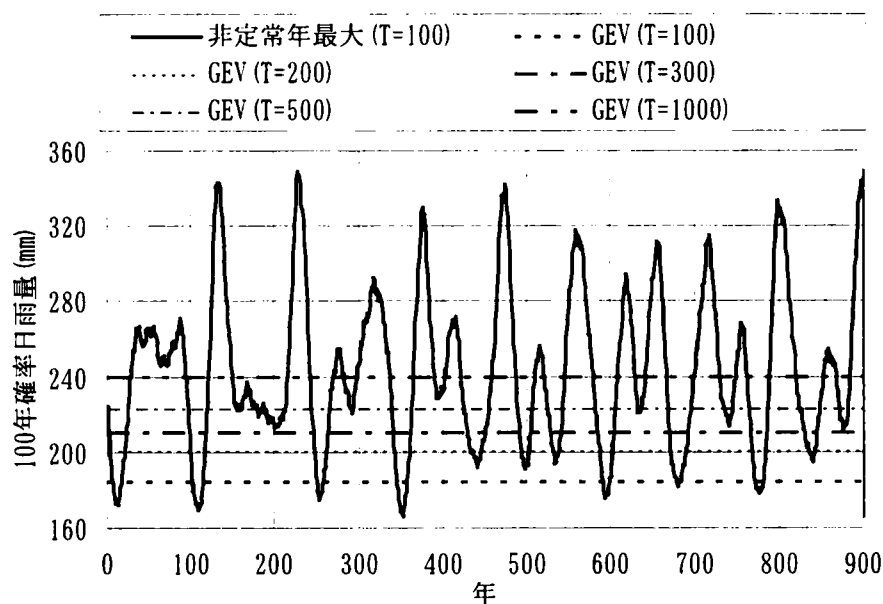


図 5.4.26 非定常毎年最大値分布から推定した 100 年確率日雨量の経年変化と GEV 分布から推定した確率日雨量との比較

量が周期的に変動していることがわかる。最大値は 349mm/day、最小値は 166mm/day であり、その生起年は、最大値が 228 年目、最小値が 353 年目である。

非定常毎年最大値分布の経年的な変動特性は、非定常 GP 分布と一致しており、平均発生率の変化との相関は小さい。これは、平均発生率の変化は 1 年内の季節変動成分が卓越し、長期的にみるとほぼ定常と考えられるのに対し、非定常 GP 分布は長周期成分が卓越しているためである。定常 GEV 分布から求めた確率日雨量とを比較すると、極大値となる期間においては、定常 GEV 分布の 1,000 年雨量を上回る年もあることがわかる。

図 5.4.27 に、Gumbel 確率紙に非定常毎年最大値分布をプロットした結果を示す。非定常毎年最大値分布は年ごとに变化するため、900 年間のうちで、最大の確率水文量を与える年と最小の確率水文量を与える年の分布を示す。表 5.4.5 に、再現期間別の最大値と最小値およびその生起年を示す。図 5.4.27 には、120 年間の観測データと、その系列から推定した GEV 分布を同時に示す。最大値を示す 228 年目の分布は、確率紙上で右側に大きくひずんでいることがわかる。

表 5.4.5 非定常毎年最大値分布から推定した再現期間別の日雨量

再現期間(年)	2	3	5	10	20	30	50	80	100	150
最大値	102.1	121.7	146.7	183.3	224.9	252.2	290.2	329.1	349.1	388.1
(mm/day)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)
最小値	72.2	82.3	94.2	109.9	126.0	135.7	148.3	160.3	166.2	177.2
(mm/day)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)
最現期間(年)	200	300	400	500	600	700	800	900	1000	
最大値	418.0	463.7	499.2	528.6	553.7	575.9	595.7	613.8	630.3	
(mm/day)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	(228)	
最小値	185.1	196.7	205.2	211.9	217.5	222.3	226.4	230.2	233.5	
(mm/day)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	(353)	

()はその値が生起した年を示す

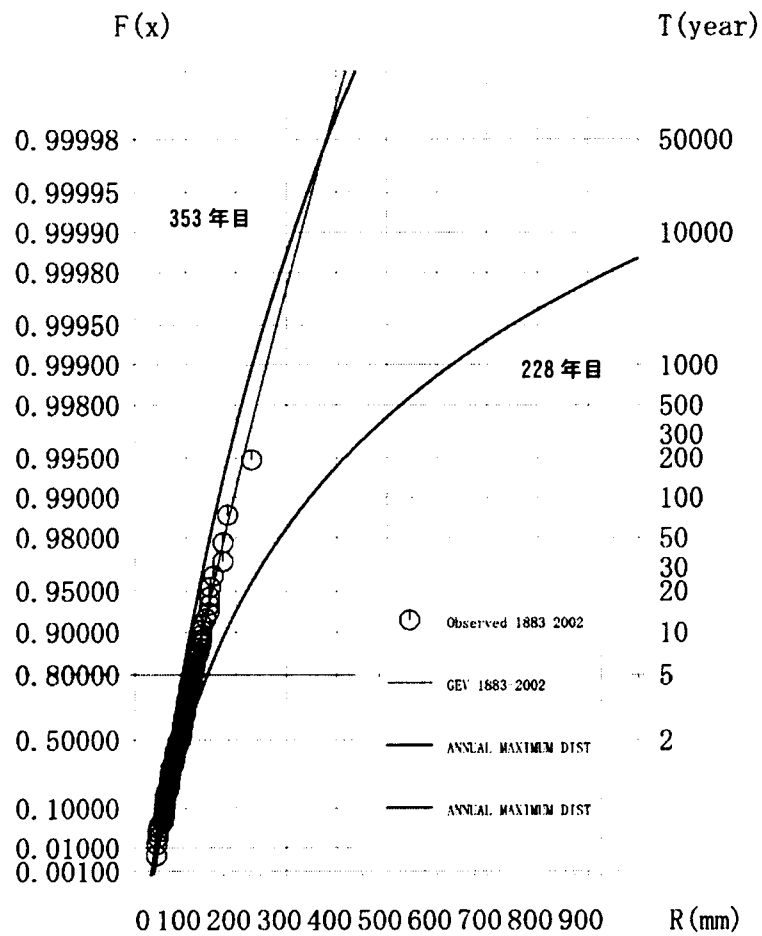


図 5. 4. 27 非定常毎年最大値分布と定常 GEV 分布の比較

5.5 日雨量の模擬系列の発生手法

5.5.1 シミュレーションの方法

前述の結果から、日雨量の発生個数に関する確率分布と日雨量の大きさの確率分布が推定された。非定常過程下における治水計画の立案方策に関する考察を行うため、これらの確率分布にしたがう日雨量の水文時系列を発生させることを考える。まず、日雨量の発生時点をシミュレーションすることを考える。事象の発生間隔 δ は指数分布

$$F\{\delta(t), t\} = 1 - \exp\{-\lambda_p(t; \Theta_p) \times \delta(t)\} \quad (5.22)$$

にしたがうことから、

$$\delta(t) = -\frac{1}{\lambda_p(t; \Theta_p)} \log[1 - F\{\delta(t), t\}] \quad (5.23)$$

ここで、 $\delta(t)$ は、ある時刻 t に事象が生じたときの、次の事象が生起するまでの時間間隔を表す。したがって、ある時刻 t_i に事象が生じたとすると、次の事象が生起するまでの時間間隔は、上式を書き直して、

$$\delta(t_i) = -\frac{1}{\lambda_p(t_i; \Theta_p)} \log[1 - F\{\delta(t_i), t_i\}] \quad (5.24)$$

と表現できる。この式をもとに、事象の発生時点をシミュレーションする。このとき、以下に示す2つの方法を考えて、両者の方法によるシミュレーション結果を比較した。

①シミュレーション1

①-1)まず、時刻 $t = t_0$ において、一様乱数を1個発生させ、上式の $F\{\delta(t_i), t_i\}$ に代入し $\delta(t_0)$ を算定する。

①-2) $\delta(t_0) \leq \Delta t$ であれば、 $t = t_0$ で事象が発生したとして、次のステップ $t = t_1 = t_0 + \Delta t$ に進む。 $\delta(t_0) > \Delta t$ であれば、 $t = t_0$ で事象が発生しなかったものとして、次のステップ $t = t_1 = t_0 + \Delta t$ に進む。3)この手順を所用のステップまで繰り返し、日雨量の発生時点をシミュレーションする。ここで、 $\Delta t = 1$ (日) = 1/365 (年)である。

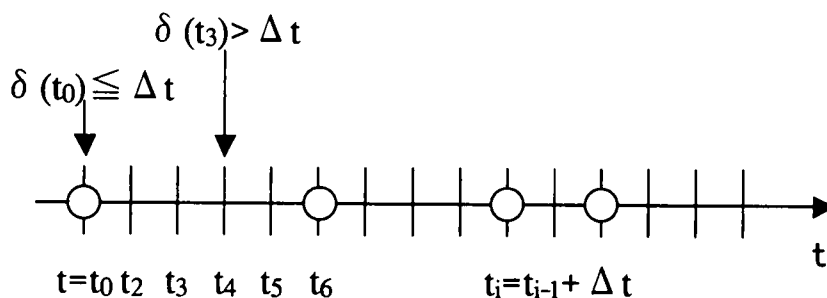


図 5.5.1 シミュレーション1の方法

②シミュレーション 2

- ②-1) 計算開始時点 $t = t_0 = 0.0$ で事象が発生しないこととし、これを初期状態とする。
- ②-2) $t = t_0$ で一様乱数を 1 個発生させ、上式の $F\{\delta(t_i), t_i\}$ に代入し $\delta(t_0)$ を算定する。
- ②-3) $t_0 < t < t_0 + \delta(t_0)$ で事象が生起せず、 $t_1 = t_0 + \delta(t_0)$ で事象が生起するものとする。
- ②-4) $t = t_1$ で一様乱数を 1 個発生させ、2)以降の手順を所用の年数になるまで繰り返す。

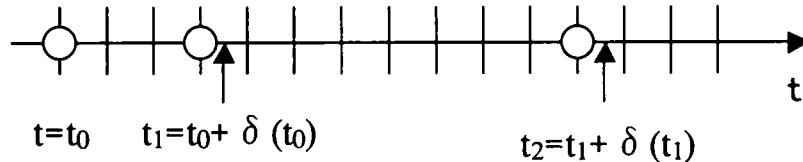


図 5.5.2 シミュレーション 2 の方法

5.5.2 結果の比較

データの解析期間である 1883 年 1 月 1 日と開始日として 120 年間の降雨生起日のシミュレーションを 100 回行った。次に、これらの系列から 1 年間に生起した降雨の発生日数を集計した。ある 1 年間では 100 組の発生日数が得られることから、この平均値、標準偏差、最大値、最小値を求め、その経年変化を図示したのが図 5.5.3 および図 5.5.4 である。図中には、観測値を同時に示している。また、図 5.5.5 および図 5.5.6 は、それぞれのシミュレーションにおいて、1 回目の系列から算定された降雨の発生日数の経年変化を、観測値と比較した結果である。

120 年を通じて得られる 1 年間の発生日数の平均値は、シミュレーション 1 で 40.0 日、シミュレーション 2 では 39.5 日、発生日数の標準偏差の平均値は、シミュレーション 1 で 5.9 日、シミュレーション 2 で 6.2 日である。また、観測値がシミュレーションによる標準偏差の範囲外となる年数は、両者の方法とも 120 年間のうちの約 60% に相当する 47 年間となる。これらの結果からは、シミュレーションの方法による差はみられない。次に、発生日数の最大値の平均値と最小値の平均値をみると、シミュレーション 1 では、最大値については 55.1 日、最小値については 25.7 日である。シミュレーション 2 では、最大値については 55.2 日、最小値については 23.3 日である。観測値の最大値が 57 日、最小値が 26 日であることを考えると、シミュレーション 2 は、降雨生起日数が少ない年が多いと言える。生起日数の最小値を 120 年間通じてみたとき、シミュレーション 2 では年間に 7 日しか降雨が生起していない年もある。

シミュレーション 2 の方法が観測データよりも少ない生起日となる理由としては以下のことが考えられる。シミュレーション 2 では、時間間隔の単位で乱数を発生させるため、たまたま長い時間間隔を生起させる乱数が連続して得られ、ある期間を通じてみると、降雨の生起日数が少なくなる。シミュレーション 1 では、1 日ずつ乱数を発生させて事象が生起するか否かを判定していることから、たまたま長い時間間隔が連続しても、生起日数が少なくなることはない。

これらのことから、非定常確率分布のシミュレーションは、シミュレーション 1 の方法による方が妥当であると考えられる。

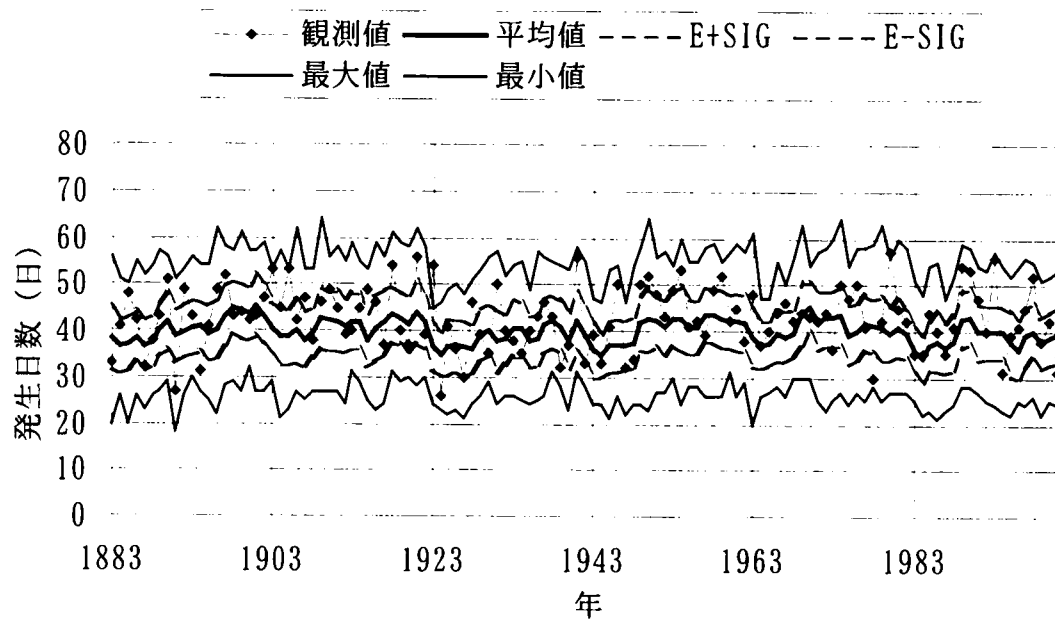


図 5. 5. 3 降雨の発生日数の経年変化 (シミュレーション 1)

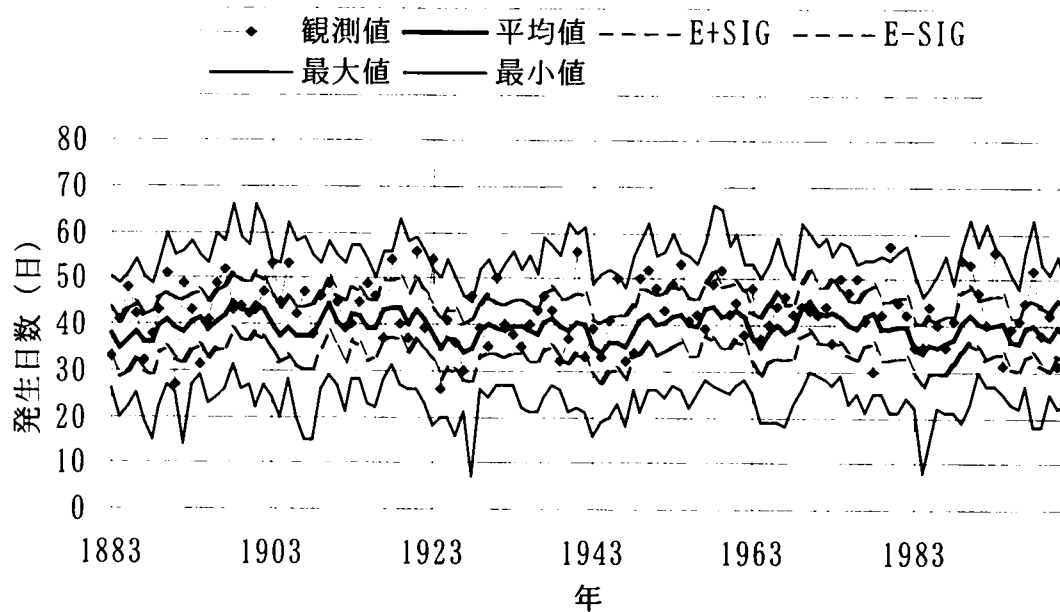


図 5. 5. 4 降雨の発生日数の経年変化 (シミュレーション 2)

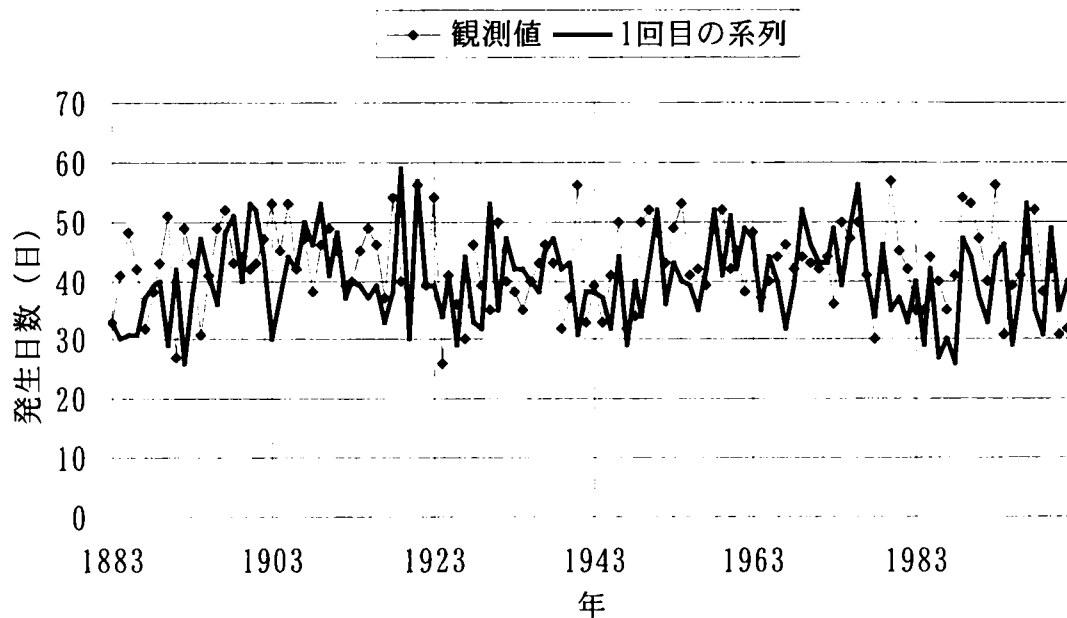


図 5.5.5 降雨の発生日数の経年変化 (シミュレーション 1)

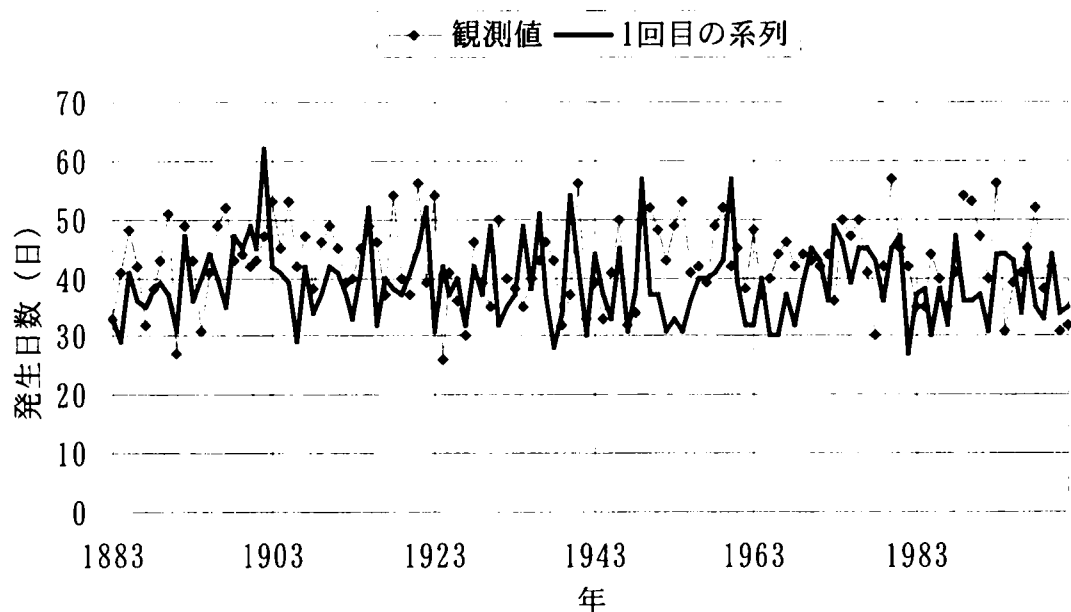


図 5.5.6 降雨の発生日数の経年変化 (シミュレーション 2)

日雨量の大きさ x は、非定常一般化パレート分布の確率分布関数を用いると、以下のよう
に表される。

$$x = \xi + \frac{a}{\kappa_m} \left[1 - \{1 - F_i(x; \Theta_m)\}^{\kappa_m} \right] \quad (5.25)$$

先に日雨量の発生時点をシミュレートし、発生時点において一様乱数を 1 個発生させる。
それを $F_i(x; \Theta_m)$ として、上式より x を求めれば、非定常確率分布にしたがう日雨量の模擬
系列を得ることができる。

5.6 結論

本章では、大阪管区気象台の120年間の日降雨データを用いて、非定常毎年最大値分布を求めた。本章で得られた結果を以下に示す。

- ①日降雨の発生過程の経年的な変動を周期成分の組み合わせで表現し、その時系列モデルから、日雨量の非定常毎年最大値分布を理論的に誘導した。
- ②大阪管区気象台における120年間の日雨量データを収集し、水文特性を調べた。この結果、10mm以上のPOTは、1年間の発生個数については、60年程度の周期変動がみられること、日雨量の大きさの確率分布として一般化パレート分布を用いると、80年程度の周期変動がみられることがわかった。
- ③日雨量の平均発生率は、3ヶ月、6ヶ月、1年の季節変動成分と4年、10年、19年、60年の長周期成分の組み合わせで表現できる。
- ④日雨量の大きさの確率分布は、母数の周期変動が35年、48年、83年の3つの成分を合成した母数をもつ非定常GP分布で表現できる。
- ⑤平均発生率と非定常GP分布から、非定常毎年最大値分布を求めた。この結果、再現期間を100年としたとき、100年確率日雨量が周期的に変動すること、定常過程で求められる一般化極値(GEV)分布による確率水文量と比較すると、年によっては、GEV分布で推定される1,000年確率雨量を上回る場合があることがわかった。
- ⑥非定常確率分布にしたがう模擬系列を発生させる場合に、モンテカルロシミュレーションをどのように行えばよいのか、2つの手法を比較検討した。この結果、 δ_i を一定値として、 δ_i ごとに、降雨が発生するかどうかを判断する方法が適切であることがわかった。

参考文献

- 大阪管区気象台（1982）：大阪の気象百年、（財）日本気象協会関西支部。
- 尾形良彦（1981）：事象発生の原因解析、数理科学、Vol.3、pp.30-36。
- 建設省河川局監修、（社）日本河川協会編（1997）：改訂新版河川砂防技術基準（案）同解説計画編、山海堂、pp.10-16。
- 寒川典昭・西知哉・山元長裕樹（2000）：高次モーメントを情報とした 1VNME 分布と降水量頻度解析、土木学会第 55 回年次学術講演会、Ⅱ-156。
- 寒川典昭・小池一臣・鈴木正人・若林靖丈（2002）：日本各地の非超過確率季節・年降水量の相違、水文水資源学会 2002 年研究発表会要旨集、pp.94-95。
- 寒川典昭・西知哉（2003）：統計モーメントを情報とした 1VNME 分布と頻度分布、水工学論文集、第 47 巻、pp.151-156。
- 近森秀高・永井明博（2002）：岡山における確率水文量の長期的変動、水文水資源学会 2002 年研究発表会要旨集、pp.96-97。
- 近森秀高・永井明博（2003）：確率水文量の長期的変動-東京における事例-、水文水資源学会 2003 年研究発表会要旨集、pp.138-139。
- 端野道夫（1994）：日本の上陸台風の経年変動のモデル化と大阪における高潮・降雨の非定常同時生起確率の評価法、自然災害科学、第 13 巻 1 号、pp.57-72。
- 星 清（1997）：水文頻度解析、水文・水資源学会編集、水文・水資源ハンドブック、7.3、朝倉書店、pp. 238-245。
- 星 清（1998）：洪水ピークの確率評価手法について、開発土木研究所月報、No.539、pp.34-47。
- 山田朋人・鼎信次郎・沖大幹・虫明功臣（2003）：地球温暖化に伴うアジアにおける降水量の年々変動の変化、水工学論文集、第 47 巻、pp. 97-102。

第6章 日雨量の経年変動を考慮した洪水防御計画に関する研究

6.1 目的

本章では、水文量の発生が非定常過程にしたがうとみなされる流域での洪水防御計画において、洪水調節施設の規模と整備時点とをどのように設定すればよいのか考察する。第5章の目的で述べたように、わが国の洪水防御計画において、計画降雨量を定めるための水文頻度解析では、降雨の発生過程を経年的に定常であるとみなしている。一方、近年では、気候変動により、水文量の発生過程が非定常性をもち、水文量の発生頻度が経年的に変化する可能性が示されている。また、このような非定常性を考慮した洪水防御計画を考える必要性を指摘する例も見られる。

水文量が非定常過程にしたがって発生するということは、水文量の発生確率を表す確率分布が経年的に変化することを意味している。このことは、従来の計画のように、計画水文量を設定し、それに相当する規模の洪水に対して被害を生じないような施設計画を定めることができないことを意味する。なぜなら、特定の再現期間に対応する水文量が年々変化するため、ある時点で計画水文量を定めても、次の年には、その水文量の再現期間が変化するためである。

本章では、水文量が非定常過程にしたがって発生する流域での洪水防御計画を考えるとときには、便益と費用との差で求められる純便益を最大化するように施設の整備水準を定めればよいと考える。

次に、一つの洪水調節施設、一つの河道に単純化したモデル流域を想定し、第5章で求めた非定常毎年最大値分布にしたがって雨量が発生すると仮定する。このような状況で、雨量の経年変動が異なる3つの期間において、洪水調節施設の分担量と整備時点および河道の分担量を変化させて、純便益を求める。そして、これが最大になるような洪水調節施設と河道との配分量を定める。

この結果、河道整備は、雨量の経年変動にかかわらず、常に効果が発揮されるが、河道と調節施設との最適な配分量は、雨量の経年変動、雨量 1mm あたりに対応する費用と便益に応じて変化することを示す。

6.2 非定常過程を想定した純便益の定式化

6.2.1 水文量の発生過程に対応した洪水防御計画の考え方

水文頻度解析から推定される水文量の再現期間は、洪水防御計画において治水安全度を規定する基本的な諸元であり、重要な意味を持つ。

従来の洪水防御計画では、水文事象の発生過程が定常であると考えて水文頻度解析を行い、計画の目標とする再現期間 T_p を持つ計画水文量 y_p と、毎年最大値分布から推定される超過確率 $P(y_p)$ との関係を以下のように表している。

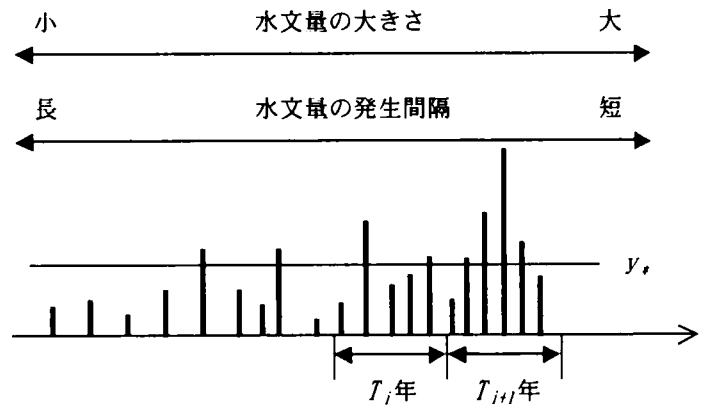


図 6.2.1 非定常確率過程の再現期間

$$T_p = \frac{1}{P(y_p)} \quad (6.1)$$

この式は、ある一定期間で、 y_p 以上の値が生起する平均的な時間間隔が T_p 年であるとともに、将来にわたり、この平均時間間隔が不変であることを意味している。

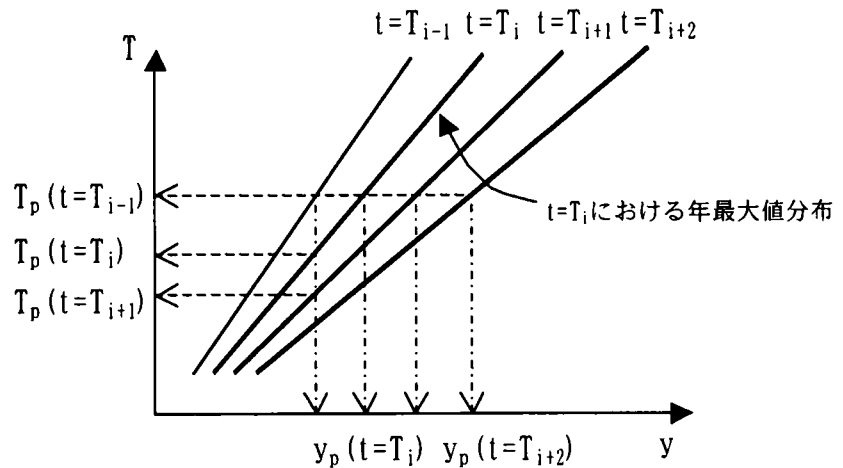


図 6.2.2 非定常確率分布の水文量と再現期間との関係

一方、水文量の発生が非定常過程にしたがう場合を考えると、毎年最大値分布 $P[X(T) \leq y_p] = F(y_p, t) = 1 - P(y_p, t)$ と再現期間との関係は、定常過程の場合と同様に、以下のように表すことができる(図 6.2.1 参照)。

$$T_p(t) = \frac{1}{P(y_p, t)} \quad (6.2)$$

この式は、定常過程の場合とは異なり、 $P(y_p, t)$ が時間的に変化するため、将来にわたって生起時間間隔の期待値が一定とはならないことを意味する。したがって、 $T_p(t)$ は、ある時点 t において、 $P(y_p, t)$ にしたがう水文量が、定常的に発生するとみなしたときの、仮の再現期間であると考えられる。

水文量が長期的に増加傾向にあると仮定して、(6.2)式の関係を図示すると、図 6.2.2 のようになる。 $t=T_{i-1}, T_i, T_{i+1}, \dots$ のそれぞれの時点において、毎年最大値分布が異なる。こ

のため、再現期間が同じでもそれに対する水文量は異なる。逆に、水文量が同じでもそれに対する再現期間は異なる。

以上のように、再現期間は、定常過程と非定常過程の場合に、異なる結果を与える。そこで、洪水防御計画で再現期間を考える場合、定常過程と非定常過程の場合で、どのような違いを生じるか、以下で考える。

まず、定常過程の場合は、従来の洪水防御計画と同じである。洪水防御計画の治水安全度は、計画水文量の再現期間 T_p で表現される。そして、この再現期間をもつ基本高水に対して、洪水防御効果が確保されるように、洪水防御施設の規模が定められる。

再現期間が常に一定であることから、治水安全度も不変である。したがって、洪水防御施設の期待される安全度についても、施設の維持管理が適切に施され、初期の機能が確保される限り、所定のレベルを常に満足する。

次に、非定常過程の場合は、定常過程とは異なり、洪水防御施設の期待される安全度が経年的に変動する。このことは、定常過程の場合のように、あらかじめ定められた治水安全度をもつように、洪水防御施設の規模を定めることができないことを意味する。例えば、現時点 ($t=t_0$) で、再現期間 $T_p(t_0)$ に対応する計画水文量（これを $y_p(t_0)$ とする）の規模の洪水に対して、防御機能が確保されるように、洪水防御施設の規模を定めるとする。次に、 $t=t_1$ では、 $T_p(t_0)$ に対応する計画水文量は、 $y_p(t_1)$ に変化する。 $y_p(t_0) < y_p(t_1)$ の場合、 t_0 で定められた洪水防御施設の規模は、 t_0 時点で期待された安全度を下回り、洪水防御機能を確保できていないことになる。逆に、 $y_p(t_0) > y_p(t_1)$ の場合、 t_0 で定められた洪水防御施設の規模は、 t_0 時点で期待された安全度を上回り、過大投資になっている。

以上のように、非定常過程の場合には、計画水文量を定めて、それに対して洪水防御効果が確保されるように洪水防御施設を定めるという定常過程の考え方を、そのまま適用することは困難である。また、経年的に治水安全度に対応する水文量が変動することから、計画を策定する時点がいつか、どの程度の期間を対象として計画を策定するのかを、あらかじめ考慮する必要がある。

以上のことを踏まえて、従来の洪水防御計画の考え方に代わる計画論を展開するため、便益と費用との差である純便益を指標とし、これを最大にするような洪水防御施設の整備水準が最適な規模であると考え。そこで次項では、水文量が非定常過程にしたがって発生する場合の純便益を定式化する。

6.2.2 非定常過程を想定した純便益の定式化

非定常過程の純便益を定式化するため、非定常過程のリスク軽減量を考える。

リスクは、社会的な損失を生じる要因となり、洪水災害もリスクの一つであると考えられる。洪水災害の防止・軽減のためには、リスクが発生することを未然に防止したり、リスクにより生じる影響を小さくしたりすることが必要である。このように、リスクをコントロールすることは、リスクマネジメントの手段の一つと考えられる(国土交通省、2001)。

洪水のリスク $R(P)$ は、洪水事象の生起確率（超過確率） P と、そのときの被害額 $D(P)$ との積で定義される。水文量の発生が定常であり、事象の生起確率 P が時間的に不変である場合、以下のようになる。

$$R(P) = P \times D(P) \quad (6.3)$$

$R(P)$ を P で積分すると期待リスク R_E が得られる。

$$R_E = \int_0^1 \{P \times D(P)\} dP \quad (6.4)$$

現状の施設で、どのような対策も施さない場合、リスクが(6.3)式、期待リスクが(6.4)式で表されたとする。次に、洪水防御施設の整備により、リスクの軽減が図られたときのリスクと期待リスクを以下のように表す。

$$R'(P) = P \times D'(P) \quad (6.5)$$

$$R'_E = \int_0^1 \{P \times D'(P)\} dP \quad (6.6)$$

洪水防御施設整備前後の期待リスクの差をとると、

$$\Delta R_E = R_E - R'_E \quad (6.7)$$

となる。この式は、洪水防御施設の整備によるリスク軽減量を表し、 ΔR_E が大きいほど施設の整備効果が大きいことになる。

以上の関係は、水文量の発生過程が定常の場合であるが、これらの関係をもとにして、非定常過程にしたがって発生する場合を考える。事象の生起確率 P が時間とともに変化することから、生起確率 P は、 $P(t)$ と表現される。したがって、洪水防御施設整備前のリスクおよび期待リスクは、

$$R(t) = P(t) \times D\{P(t)\} \quad (6.8)$$

$$R_E(t) = \int_0^1 P(t) \times D\{P(t)\} dP(t) \quad (6.9)$$

と表され、整備後の期待リスクは、

$$R'_E(t) = \int_0^1 P(t) \times D'\{P(t)\} dP(t) \quad (6.10)$$

(6.9)式と(6.10)式との差をとって、期待リスクの軽減量は

$$\Delta R_E(t) = R_E(t) - R'_E(t) \quad (6.11)$$

となる。

期待リスクの軽減量は、洪水防御施設の整備水準が向上するほど大きくなる。したがって、洪水防御施設の最適な整備水準を求めるために、整備に必要なコストを制約条件とすることを考える。

コストを制約条件とするとき、費用便益比を最大にするような施設が最適であるとする方法が考えられる。しかし、この指標では、洪水防御施設の整備水準に関する最適解を求めるためには、適切な指標とはいえない。なぜなら、費用が0に近づくほど費用便益比が大きくなり、施設整備を全く行わない方策が最適な施設整備水準となるからである。費用便益比は、それが1を上回るかどうかで、治水事業の経済的な妥当性を評価する場合に有用な指標である。

このようなことから、本章では、便益と費用との差である純便益を最大にすれば、洪水防御施設の最適な整備水準が求められるものとする。純便益 B_N は、評価期間を T 年間としたとき、将来の価値を現在時点に換算する現在価値化を考慮して、以下のように表される。

$$\begin{aligned} B_N &= B_a - C_a \\ &= \sum_{t=0}^{T-1} \frac{B(t)}{(1+r)^t} - \sum_{t=0}^{T-1} \frac{C(t)}{(1+r)^t} \end{aligned} \quad (6.12)$$

ここに、 B_a ：評価期間 T 年間に発生する便益、 C_a ：評価期間 T 年間に発生する費用、 t ： T 年間を評価期間とする時点（年）、 $B(t)$ ：時点 t における便益で $\Delta R_E(t)$ と等しい、 $C(t)$ ：時点 t における費用、 r ：割引率である。

以後の節においては、洪水防御計画において、純便益を用いた最適な施設整備水準を求める方法について述べる。

6.3 モデル流域を想定した洪水防御計画の考察

6.3.1 モデル流域の想定

図 6.3.1 に示すような 1 調節施設 1 河道の単純なモデル流域を設定し、調節施設と河道との適切な流量配分をどのように設定すればよいかを考察する。このとき、降雨と流出との関係を正確に表現するためには、流域の流出特性を表現できる流出解析モデルを用いて、降雨の時間分布を流量ハイドログラフに変換する必要がある。一方、本章では、施設の流量配分方法の考察を目的としている。このことから、モデル流域の降雨は、第 5 章で推定した非定常毎年最大値分布を母分布にしたがうものとみなして、日雨量のみから調節施設と河道との流量配分を決定できるようにするため、次項のように考える。

6.3.2 期待リスクの軽減量

洪水防御区域における被害額は、その区域の資産を含む場の条件に応じて変化する。また、洪水防御施設の整備状況が異なれば、同じ規模の洪水でも被害額は変化する。さらに、洪水の規模が異なれば、洪水防御施設の整備水準が同じでも被害額は変化する。このように、被害額は、洪水防御区域における場の条件、洪水防御施設の整備水準および洪水の規模により定まる。

場の条件は、人口の増減、地域の都市化等により変化的ることから時間の関数である。また、洪水防御施設の整備水準も時間の関数となる。したがって、ある水文量 y が生じたときの被害額は、

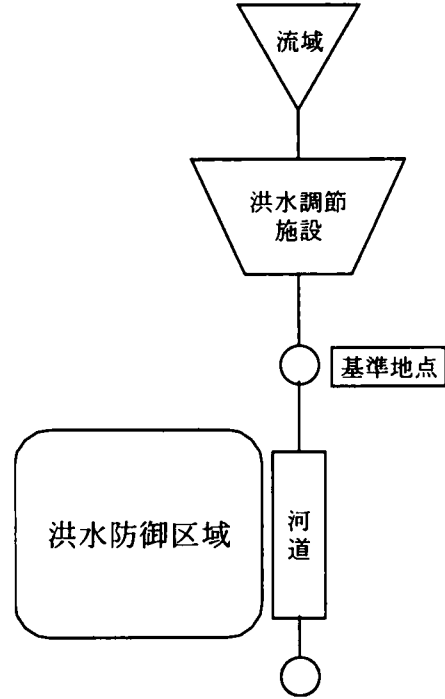


図 6.3.1 モデル流域の構成

$$D = D[y(P), S\{C(t), K(t)\}, A_s(t)] \quad (6.13)$$

のように表される。ここで、 y ：水文量、 P ：事象の発生確率、 S ：洪水防御施設の整備水準、 $C(t)$ ：河道の整備水準、 $K(t)$ ：洪水調節施設の整備水準、 $A_s(t)$ ：場の条件である。

洪水防御施設の整備水準がある一定のレベルまで達している場合、被害はある一定の大きさの水文量以上で発生する。このときの水文量を無害水文量 y_L とすると、 y_L と施設の整備水準 S は一定の関係をもつ。このことから、 $y_L = y_L\{C(t), K(t)\}$ と表現でき、上式の $S\{C(t), K(t)\}$ を $y_L\{C(t), K(t)\}$ と置き換えることができる。したがって、

$$D = D[y(P), y_L\{C(t), K(t)\}, A_s(t)] \quad (6.14)$$

次に、水文事象の発生過程が非定常である場合を考える。事象の発生頻度が経年的に変化的ることから、水文量は $y = y\{P(t)\}$ と表すことができる。このことから、被害額 D は、

$$D(y, C, K, A_s) = D[y\{P(t)\}, y_L\{C(t), K(t)\}, A_s(t)] \quad (6.15)$$

となる。ただし、本章では、資産の分布状況など場の条件は不変であると考え、

$$D(y, C, K, A_s) = D[y\{P(t)\}, y_L\{C(t), K(t)\}, A_s] \quad (6.16)$$

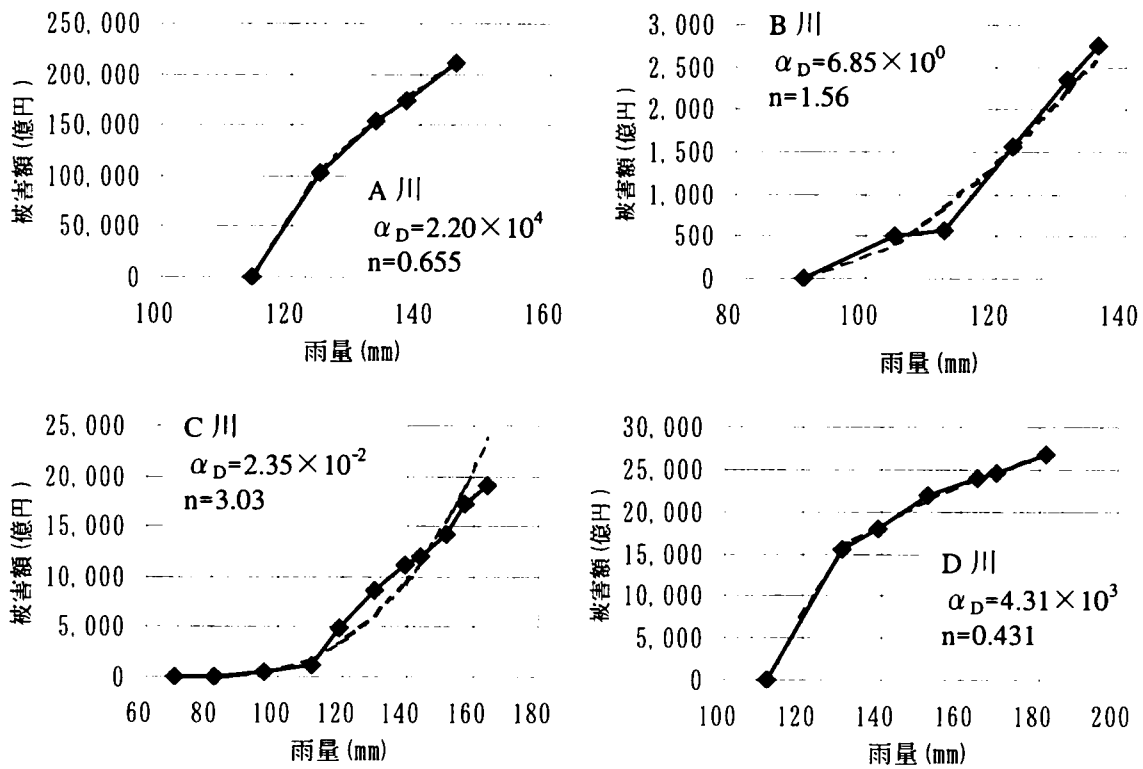


図 6.3.2 被害額と日雨量との関係

とする。

図 6.3.2 は、ある洪水防御区域の現状施設における日雨量と被害額との関係を示している。プロット (—◆—) が実績値を表す。ここで、被害額の実績値は以下のように算定した値である。

- ①計画で対象としている降雨波形を、日雨量が所定の値になるように、時間分布を一律に引き伸ばす。
- ②この降雨波形から、洪水防御計画で使用している貯留関数法による流出解析を経て、流量ハイドログラフを算定する。
- ③流量ハイドログラフを氾濫解析モデルに与えて、最大湛水深を推定する。
- ④建設省河川局（2000）の治水経済調査マニュアル（案）にしたがい、資産額と最大湛水深ごとに定められている被害率から、日雨量ごとの被害額を算定する。

これらの関係から、被害額 $D(y, y_L, A_s)$ は、 A_s を α_D と n に集約することにより、以下のよう

に定式化できる。

$$D(y, y_L) = \begin{cases} \alpha_D (y - y_L)^n, & y > y_L \\ 0, & y \leq y_L \end{cases} \quad (6.17)$$

$$\left. \begin{aligned} y &= y\{P(t)\} \\ y_L &= y_L\{C(t), K(t)\} \end{aligned} \right\}$$

ここに、 α_D ：被害額の大きさを決める定数、 n ：対象地域の資産分布状況や地形に応じて定まる定数である。

それぞれの河川における α_D と n を最小二乗法により推定し、その曲線を図 6.3.2 の破線(…)で表す。C 川は日雨量 110mm と 140mm 付近で変曲点が存在し、(6.17)式で表現できないが、他の河川は(6.17)式で定式化できることがわかる。

次に、無害水文量 y_L は図 6.3.3 に示すように変化し、以下の式で表されると仮定する。

$$\left. \begin{aligned} y_L &= y_{L0} + y_d + a_y t \\ y_d &= \begin{cases} 0 & (t_1 \leq t < t_d) \\ y_d & (t_d \leq t < t_2) \end{cases} \end{aligned} \right\} \quad (6.18)$$

ここで、 y_{L0} ： y_L の初期値、 y_d ：洪水調節施設による y_L の増加量で $y_{L0} < y_d$ 、 t_d ： y_d の発生時点である。

この式の意味は以下のとおりである。現状で洪水調節施設はなく、河道整備も進捗していないとする。洪水防御施設が経年的に整備されると、それまで被害が生じていた洪水規模でも被害が生じなくなる。すなわち、無害水文量が大きくなる。このとき、洪水調節施設と河道では、その変化の様子が異なる。洪水調節施設は、その施設が完成して初めて洪水防御機能が発揮される。

これは(6.18)式の y_d に対応する。それに対して、河道整備は、経年的に洪水防御機能が増加する。河道整備による機能の増加を、時間の一次関数と仮定したのが、(6.18)式の $a_y t$ である。

(6.18)式を用いると、施設整備後の期待リスクは、以下のような式で表される。

$$\begin{aligned} R_E'(t) &= \int_0^1 P(t) \times D'(y, y_L) dP(t) \\ &= \int_0^1 P(t) \times \alpha_D (y - y_L)^n dP(t) \\ &= \int_0^1 P(t) \times \alpha_D (y - y_{L0} - y_d - a_y t)^n dP(t) \end{aligned} \quad (6.19)$$

施設整備前の期待リスクは、(6.18)式で無害水文量 y_L が常に y_{L0} である状態と考えられるため、

$$\begin{aligned} R_E(t) &= \int_0^1 P(t) \times D(y, y_L) dP(t) dt \\ &= \int_0^1 P(t) \times \alpha_D (y - y_{L0})^n dP(t) dt \\ &= \int_0^1 P(t) \times \alpha_D (y - y_{L0})^n dP(t) dt \end{aligned} \quad (6.20)$$

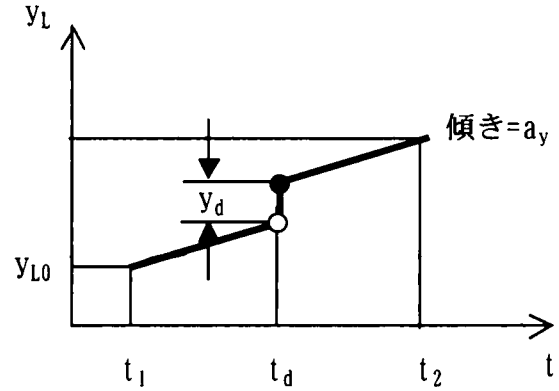


図 6.3.3 無害水文量の経年変化
(1 調節施設、1 河道の場合)

(6.19)、(6.20)式を用いて、(6.11)式より期待リスクの軽減量を算定する。

6.3.3 コスト

次に、施設整備に必要なコストを設定する。

表 6.3.1 は、近年完成したわが国のダム事業費の例である。治水容量 1mm あたりの事業費は 3 億円から 9 億円となっている。この結果から、本研究では、無害水文量を 1mm 増加させるために必要なダムの事業費単価を、10 億円と想定する。また、河道改修費に関しては、ダム事業費単価と同じであると想定する。

河道改修の単価を C_c 、ダムの単価を C_d とする。河道改修による無害水文量の 1 年あたりの増加量が a_y 、ダムによる無害水文量の増加量が y_d であるから、 t 時点での総費用は、

$$\left. \begin{aligned} C(t) &= C_c(t) + C_d(t) \\ C_c(t) &= a_y C_c \\ C_d(t) &= \begin{cases} C_d \cdot y_d, & (t = t_d) \\ 0, & (t \neq t_d) \end{cases} \end{aligned} \right\} \quad (6.21)$$

ここに、 $C(t)$: t 時点の総コスト、 $C_c(t)$: t 時点の河道のコスト、 $C_d(t)$: t 時点の調節施設のコストである。

6.3.4 洪水防御施設の最適な整備水準に関する考察

(1) 評価方法

第 5 章で求めた大阪の非定常毎年最大値分布から、再現期間別の日雨量の経年変化を推定した。その結果を図 6.3.4 に示す。この図では、データの収集開始年である 1883 年を 0 年目と表示している。10 年目、110 年目、250 年目で極小値を、130 年目、230 年目で極大値をもち、その間はほぼ定常に近い変化を示す。

本章では、まず、81 年目から 180 年目までの 100 年間を計画の対象期間と考える。この期間を評価期間 I とする。この期間内で a_y , y_d , t_d を変化させて B_a , C_e , B_N を求め、これらの間の関係を調べる。この期間における再現期間別の日雨量の変化をみると、評価開始から数えて 20 年目から 40 年目までに、雨量が一旦減少し、その後増加するような 1 周期の変動をもつ。この評価では、100 年間の長期計画で、その期間中に雨量の発生頻度が周期変

表 6.3.1 近年完成したわが国のダム事業費の例

ダム名	完成	総事業費C (億円)	Ed=Vd/Vv	治水分事業費 Cd=C×Ed (億円)	Cd/Z (億円/mm)
Aダム	1998.3	1,836	0.72	1,330	9
Bダム	1992.3	600	0.42	249	3
Cダム	1999.3	973	0.49	476	4

Vd : 治水容量

Vv : 有効貯水容量

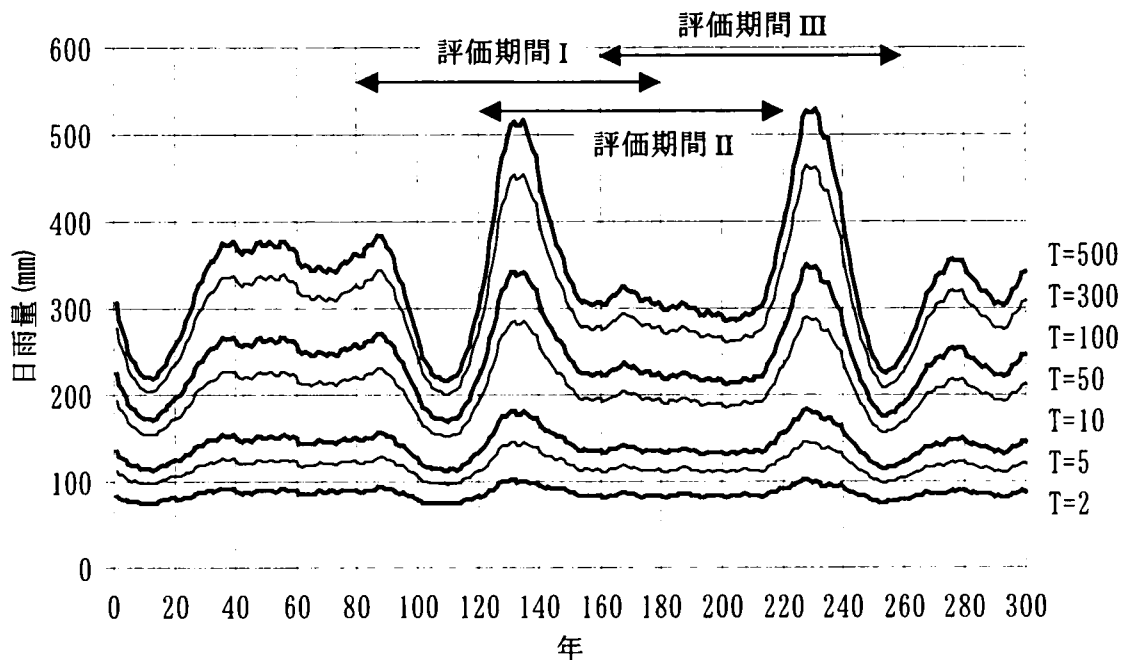


図 6.3.4 再現期間別の日雨量の経年変化

動をもつような流量配分計画を想定する。

次に、評価期間を 121 年目から 220 年目として、同様の評価を行う。この期間を評価期間 II とする。評価期間 II では、評価開始直後から雨量が増加傾向となり、10 年目に極大値を迎える。それ以後の雨量の発生は、ほぼ定常となる。

評価期間 III として、160 年目から 260 年目を考える。この期間では、評価開始後約 60 年間は、雨量の発生がほぼ定常であり、70 年目に極大値となる半周期の変動がみられる。

洪水防御区域の被害額は、D 川を想定して解析を行う。

(2) 解析結果

1) 等値線を用いた t_d の違いによる B_a 、 C_a 、 B_N の比較

B_a 、 C_a 、 B_N に関して、それぞれの等値線を t_d ごとに描き、解析結果を比較する。一例として、評価期間 I について、 B_a の等値線図を描いた結果を図 6.3.5 に、 C_a の等値線図を描いた結果を図 6.3.6 に、 B_N の等値線図を描いた結果を図 6.3.7 に示す。現在価値化のために用いる割引率は、治水経済調査マニュアル（案）にしたがって、 $r=4\%$ とした。

i) B_a (リスク軽減量・便益)

a) $t_d=10(\text{year})$ のとき

y_d が 100mm よりも小さい範囲で、等値線は y_d の軸に対して傾きを持つ。それより大きい範囲で、等値線は y_d の軸に対してほぼ平行になる。等値線が平行になるということは、便益は河道整備のみに依存することを意味する。同一の y_d 上でみると、 a_y が増加するほど便益が大きくなる。すなわち、河道整備はリスク軽減に一定の効果を発揮する。便益が最大となるのは、計算範囲の最大値である $(a_y, y_d)=(4.0, 400)$ のときで、その値は $B_a=1,840$ (億円) である。

b) $t_d=20(\text{year})$ のとき

等値線が y_d の軸に対して平行となるのが、 $(a_y, y_d)=(0.0, 100)$ と $(a_y, y_d)=(2.5, 0)$ を結ぶ線を

境界として、その境界線よりも (a_y, y_d) が小さい範囲である。 $t_d=10(\text{year})$ のときよりも、等値線が y_d の軸に対して平行となる (a_y, y_d) の値が小さくなる。また、傾きをもつ範囲における等値線の y_d の軸に対する傾きも小さくなる。これは、ダムの整備が10年遅れることによって、ダムの規模を大きくしても、その効果が現れにくくなることを示している。

$t_d=10(\text{year})$ と $t_d=20(\text{year})$ の2つの結果に関して、同一の a_y と y_d の点上で B_a を比較した場合、 $t_d=10(\text{year})$ の方が B_a の値は大きい。

$t_d=10(\text{year})$ と $t_d=20(\text{year})$ を比較した結果から、河道整備はリスク軽減に一定の効果を発揮すること、ダムの整備時点はできるだけ早い方がよいことがわかる。

c) $t_d=30(\text{year})$ 以上のとき

t_d をさらに増加させた結果をみる。等値線が y_d の軸に対して平行となる (a_y, y_d) の値は、 t_d が増加するほど小さくなる。また、 y_d の軸に対する等値線の傾きも小さくなる。 $t_d=70(\text{year})$ になると、 $(a_y, y_d)=(0.0, 0)$ 付近で y_d の軸に対して平行となる。したがって、リスク軽減は河道整備のみに依存し、ダムの整備効果は全くないことになる。 $t_d=70(\text{year})$ は、日雨量の周期変動が終わる年であり、ダム整備は、これより以前で行う必要があることがわかる。

ii) C_a (コスト)

d) $t_d=10(\text{year})$ のとき

コストの等値線は一定の傾きをもつ。 a_y が増加するほど、また y_d が増加するほどコストが増加する。 $(a_y, y_d)=(4.0, 0)$ のとき $C(t)$ の100年間の合計値は4000(億円)であるが、現在価値化を考慮すると $C_a=1,020$ (億円)となる。また、 $(a_y, y_d)=(0.0, 400)$ のとき $C(t)$ の100年間の合計値は4,000(億円)であるが、現在価値化を考慮すると $C_a=2,810$ (億円)となる。コストの最大値は、 $(a_y, y_d)=(4.0, 400)$ のときで3,830(億円)となる。

e) $t_d=20(\text{year})$ のとき

ダムの整備時点が遅れることにより、現在価値化したダムのコストが $t_d=10(\text{year})$ のときよりも小さくなる。この結果、総コストは、同一の a_y と y_d の点上で比較すると、 $t_d=10(\text{year})$ のときよりも小さくなる。等値線の a_y に対する傾きは、 $t_d=10(\text{year})$ のときよりも小さくなる。コストの最大値は、 $(a_y, y_d)=(4.0, 400)$ のときで2,920(億円)である。

f) $t_d=30(\text{year})$ 以上のとき

ダムの現在価値化によるコストが t_d の増加に伴って減少し、総コストも減少する。 $t_d=100(\text{year})$ 以上のとき、コストの最大値は $(a_y, y_d)=(4.0, 400)$ で1,100(億円)となる。

iii) B_N (純便益)

a) $t_d=10(\text{year})$ のとき

B_N は $(a_y, y_d)=(1.24, 14)$ のときに最大となり、その値は1,040(億円)である。 $(a_y, y_d)=(1.24, 14)$ が $t_d=10(\text{year})$ の場合の河道とダムの最適な流量配分値となる。

b) $t_d=20(\text{year})$ のとき

B_N が最大値となるのは $(a_y, y_d)=(1.74, 0)$ で、その値は1,020(億円)である。

c) $t_d=30(\text{year})$ 以上のとき

$t_d=30(\text{year})$ 以上でも、 B_N の最大値は $(a_y, y_d)=(1.74, 0)$ のときに1,020(億円)である。 t_d が増加するにつれて、 $0 \leq a_y \leq 1$ の範囲で、 B_N の等値線が y_d の軸に対して平行に近づく。また、 $a_y=1.8$ の線上で尾根がみられるようになる。

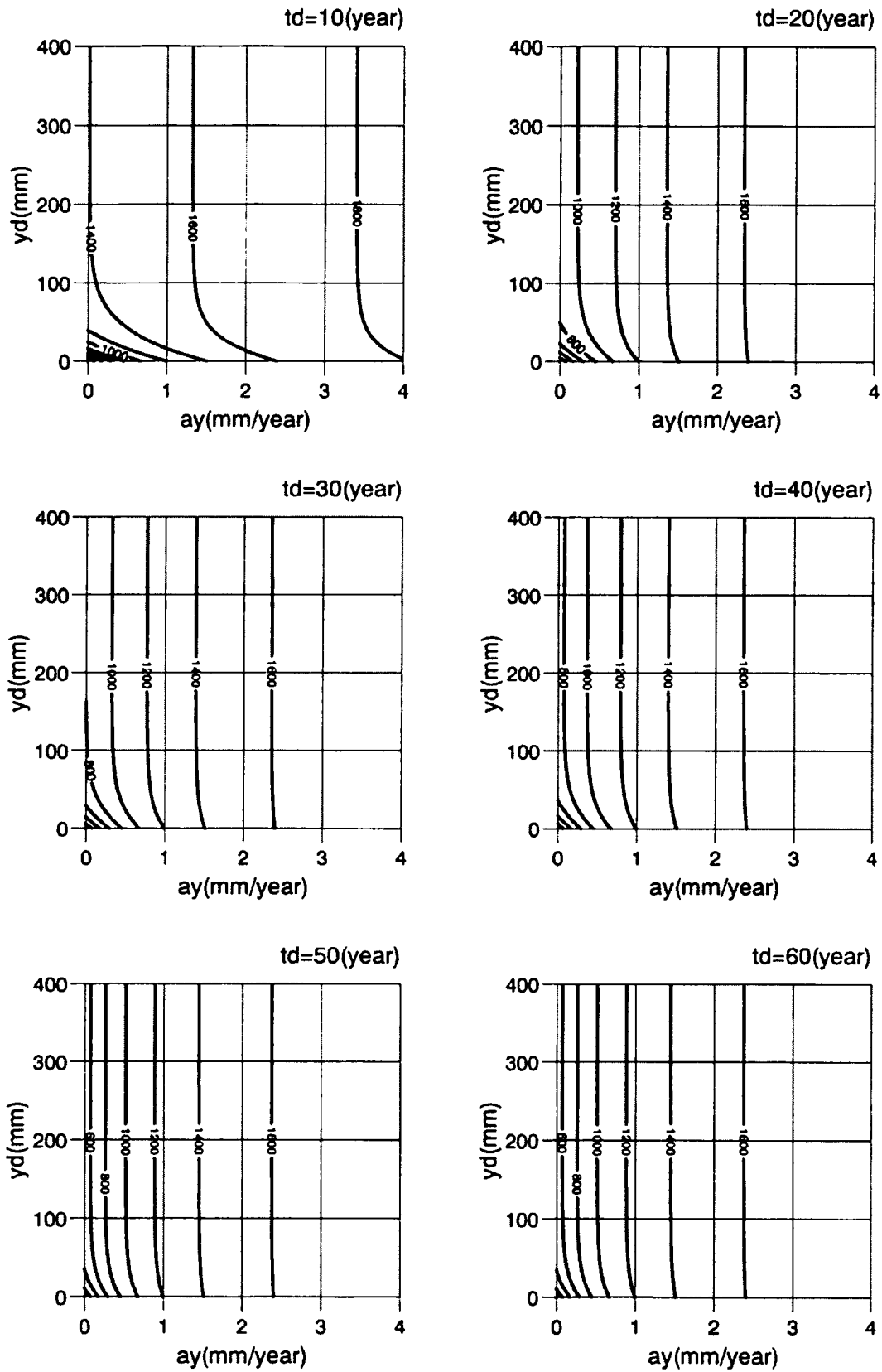


図 6. 3. 5 (1) B_s の等値線図 (評価期間 I)

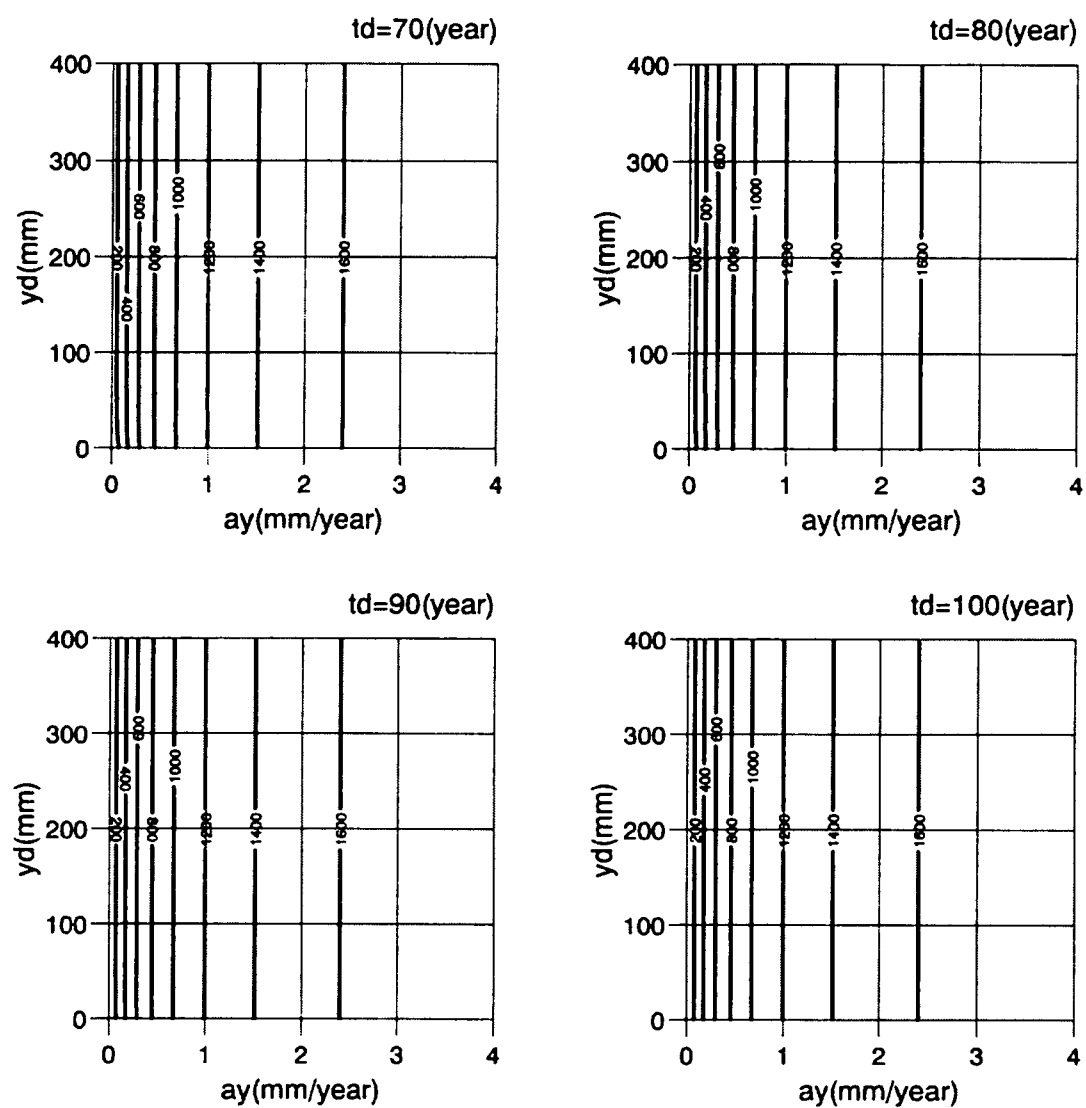


図 6. 3. 5 (2) B_s の等値線図 (評価期間 I)

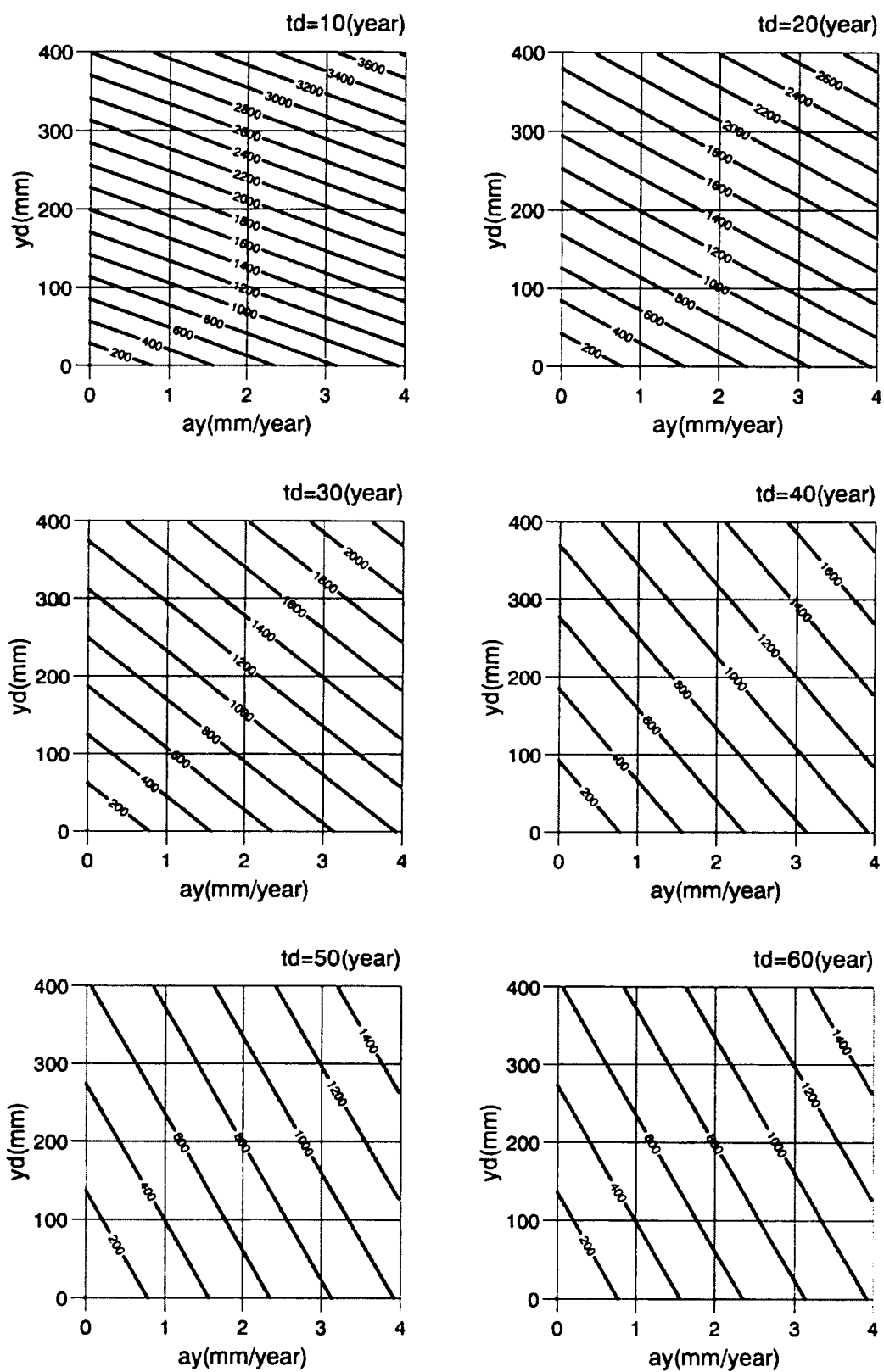


図 6. 3. 6 (1) C_s の等値線図 (評価期間 I)

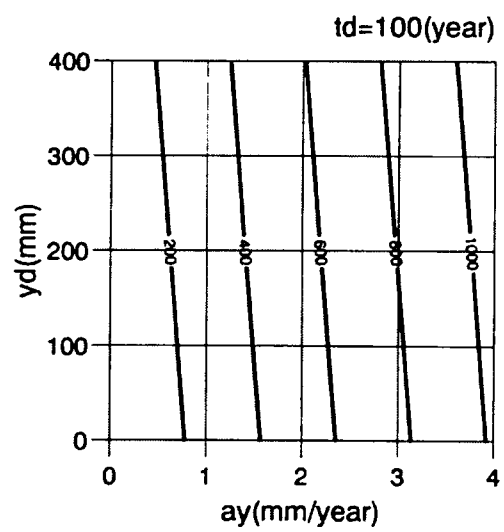
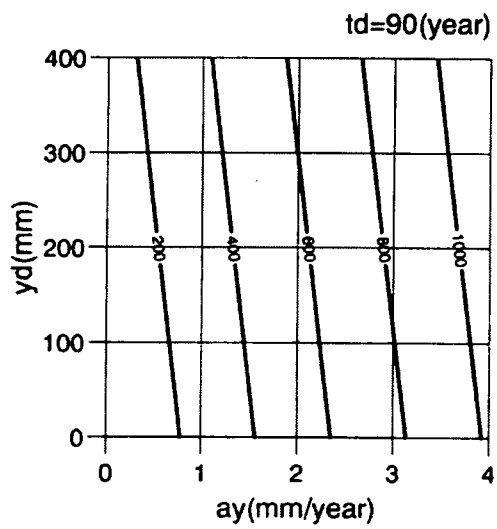
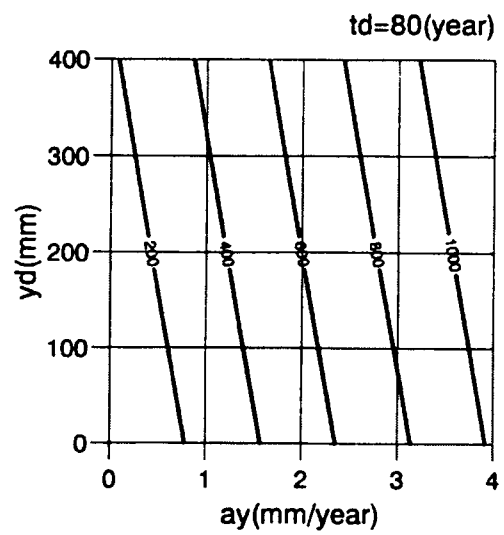
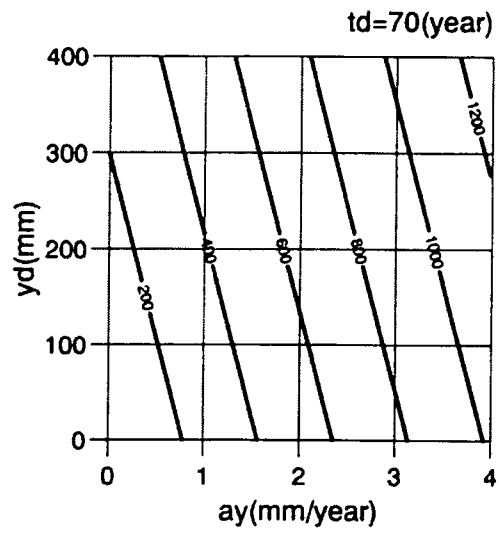


図 6. 3. 6 (2) C_s の等値線図 (評価期間 I)

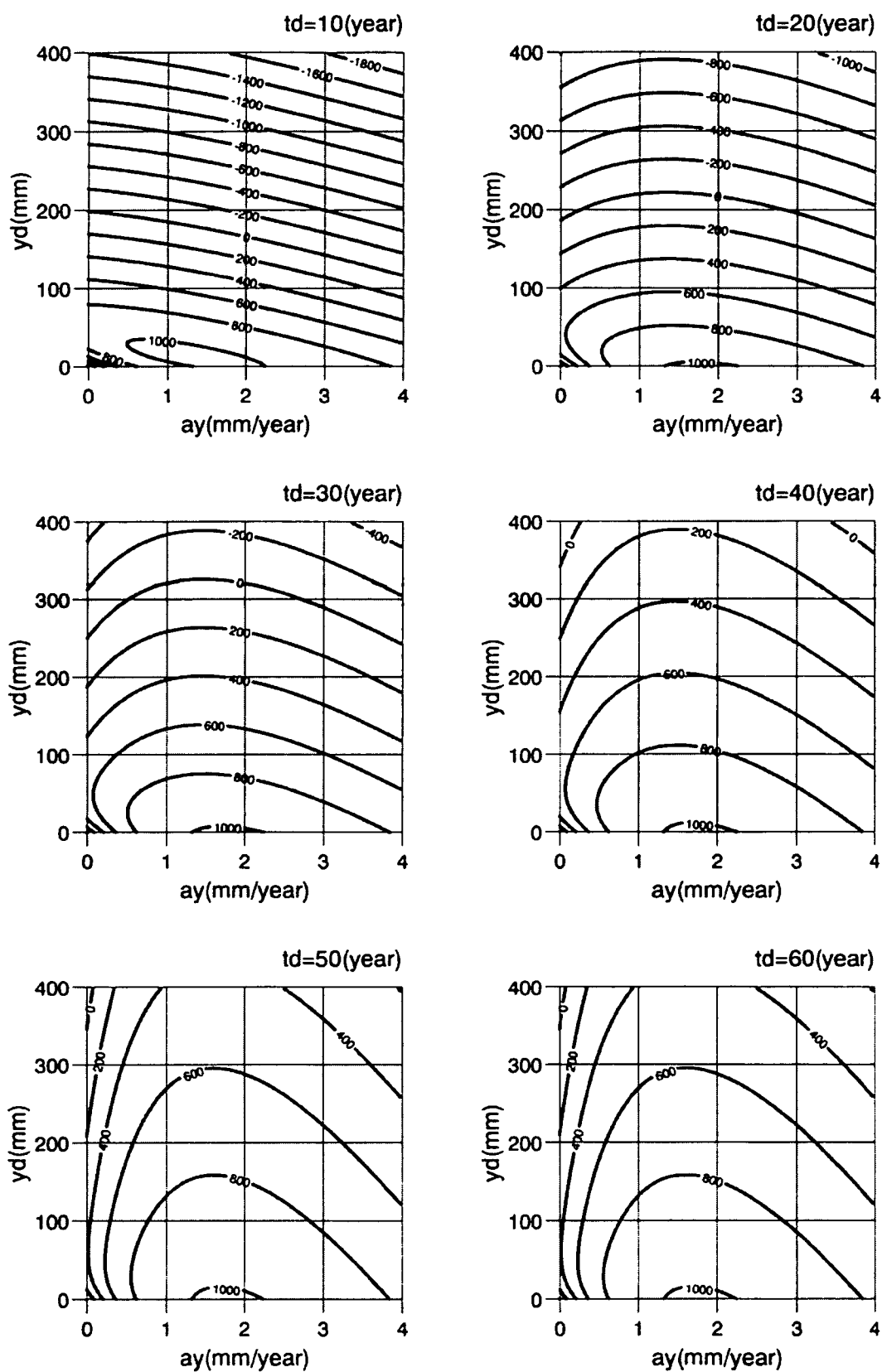


図 6. 3. 7 (1) B_N の等値線図 (評価期間 I)

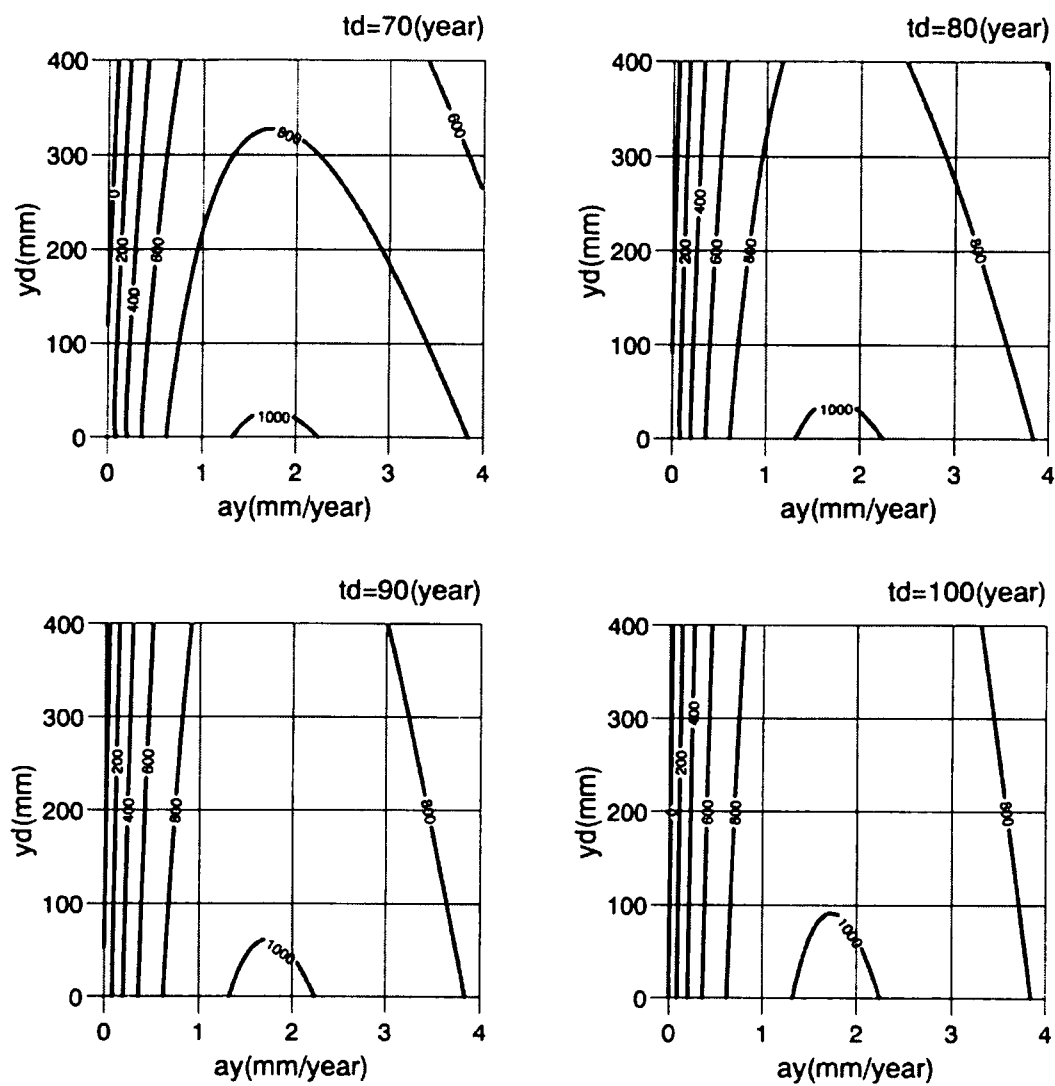


図 6. 3. 7 (2) B_N の等値線図 (評価期間 I)

2) 評価期間の違いによる純便益の比較

i) 比較方法

評価期間の違いにより純便益がどのような変化を示すのかを、以下に示す方法で比較する。

- ①図 6.3.8 に示すように、純便益の等値線図上で、河道とダムとの配分量の合計値 $R=y_d+100a_y$ が一定値となるラインを引く。例えば、図中のラインは $R=200\text{mm}$ を表す。 R は、対象としている基準地点において、どの程度の降雨規模までの降雨を対象に施設計画を行うかを表す。
- ②このライン上での純便益 B_N の値を等値線から読み取る。例えば、 $R=200\text{mm}$ の場合、図 6.3.8 中に示した[1] : $(a_y, y_d)=(0, 200)$ 、[2] : $(a_y, y_d)=(0.5, 150)$ 、[3] : $(a_y, y_d)=(1.0, 100)$ 、[4] : $(a_y, y_d)=(1.5, 50)$ 、[5] : $(a_y, y_d)=(2.0, 0)$ の 5 点で B_N を読み取る。評価期間別に表示する R は、後述するように、表 6.3.2 に示す B_N が最大値となる点を参考に決める。
- ③例えば、評価期間 I の場合、 $R=200\text{mm}$ の[1]から[5]の 5 点を横軸に、そのときの純便益を縦軸にとる。各点で読み取った B_N の値を図に描き、評価期間と流量配分の違いによる B_N の値を比較する。

評価期間別に表示する R を以下に示す。表 6.3.2(1)に示すように、評価期間 I については、 $t_d=10(\text{year})$ のとき $(a_y, y_d)=(1.24, 14)$ が、 $t_d=20(\text{year})$ 以上のとき、 $(a_y, y_d)=(1.74, 0)$ のときに B_N が最大となる。このことから、評価期間 I については、 $R=150\text{mm}$ とする。

表 6.3.2(2)に示すように、評価期間 II については、 $t_d=10(\text{year})$ のとき $(a_y, y_d)=(1.58, 36)$ が、 $t_d=20(\text{year})$ 以上のとき、 $(a_y, y_d)=(3.26, 0)$ のときに B_N が最大となる。 $t_d=10(\text{year})$ のときは 200mm 、 $t_d=20(\text{year})$ 以上のときは 300mm が B_N の最大値を含むことになる。 B_N の値を比較

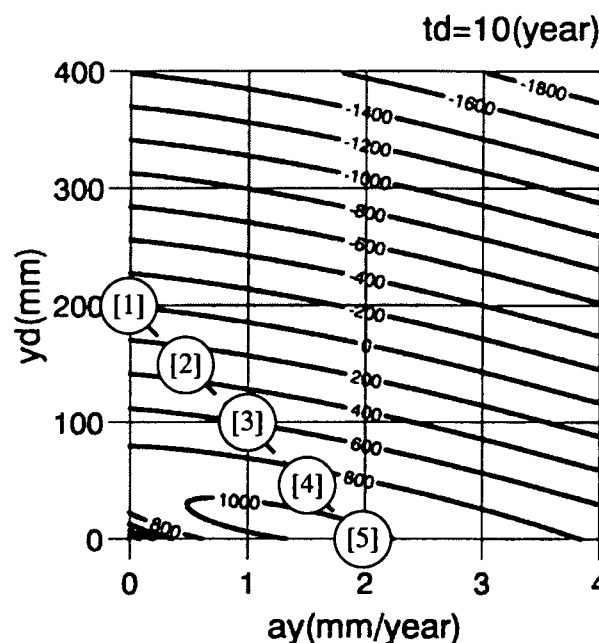


図 6.3.8 B_N を比較する際に設定する施設配分一定値線と純便益を読み取る施設配分量 (評価期間 I、 $t_d=10(\text{year})$ 、施設配分量=200mm)

表 6. 3. 2 (1) B_N に関する t_d 別の最小値および最大値 (評価期間 I)

t_d (year)	最小値			最大値		
	a_y (mm/year)	y_d (mm)	B_N (億円)	a_y (mm/year)	y_d (mm)	B_N (億円)
10	4.000	400	-1,990	1.240	14	1,040
20	4.000	400	-1,120	1.740	0	1,020
30	4.000	400	-507	1.740	0	1,020
40	0.000	400	-128	1.740	0	1,020
50	0.000	400	-79	1.740	0	1,020
60	0.000	400	-198	1.740	0	1,020
70	0.000	400	-187	1.740	0	1,020
80	0.000	400	-138	1.740	0	1,020
90	0.000	400	-105	1.740	0	1,020
100	0.000	400	-81	1.740	0	1,020

表 6. 3. 2 (2) B_N に関する t_d 別の最小値および最大値 (評価期間 II)

t_d (year)	最小値			最大値		
	a_y (mm/year)	y_d (mm)	B_N (億円)	a_y (mm/year)	y_d (mm)	B_N (億円)
10	4.000	400	-694	1.580	36	2,010
20	0.000	400	-833	3.260	0	1,920
30	0.000	400	-780	3.260	0	1,920
40	0.000	400	-547	3.260	0	1,920
50	0.000	400	-387	3.260	0	1,920
60	0.000	400	-273	3.260	0	1,920
70	0.000	400	-194	3.260	0	1,920
80	0.000	400	-138	3.260	0	1,920
90	0.000	400	-101	3.260	0	1,920
100	0.000	400	-80	3.260	0	1,920

表 6. 3. 2 (3) B_N に関する t_d 別の最小値および最大値 (評価期間 III)

t_d (year)	最小値			最大値		
	a_y (mm/year)	y_d (mm)	B_N (億円)	a_y (mm/year)	y_d (mm)	B_N (億円)
10	4.000	400	-2,280	0.820	18	890
20	4.000	400	-1,400	1.420	0	864
30	4.000	400	-781	1.420	0	864
40	4.000	400	-365	1.420	0	864
50	0.000	400	-173	1.420	0	864
60	0.000	400	-72	1.420	0	864
70	0.000	400	-112	1.420	0	864
80	0.000	400	-144	1.420	0	864
90	0.000	400	-116	1.420	0	864
100	0.000	400	-82	1.420	0	864

すると、 $t_d=10(\text{year})$ の B_N が 2010 億円に対して、 $t_d=20(\text{year})$ 以上の B_N は 1920 億円であることから、評価期間 II については $R=200\text{mm}$ とする。

評価期間 III については、表 6.3.2(3)に示すように、 $t_d=10(\text{year})$ のとき $(a_y, y_d)=(0.82, 18)$ が、

$t_d=20(\text{year})$ 以上のとき、 $(a_y, y_d)=(1.42, 0)$ のときに B_N が最大値になる。 $t_d=10(\text{year})$ のときは 100mm、 $t_d=20(\text{year})$ 以上のときは 150mm が最大値を含むことになる。 B_N の値を比較すると、 $t_d=10(\text{year})$ の B_N が 890 億円に対して、 $t_d=20(\text{year})$ 以上の B_N は 864 億円であることから、評価期間 III については $R=100\text{mm}$ とする。

ii) 比較結果

a) 評価期間 I、 $R=150\text{mm}$

図 6.3.9 に評価期間 I、 $R=150\text{mm}$ の場合の結果を示す。

$t_d=10(\text{year})$ のとき、河道の配分量を増加させるほど純便益 B_N は増加する。 B_N が最大となるのは、河道 150mm・ダム 0mm の配分としたときの 1,010 億円である。最小値は、河道 0mm・ダム 150mm の配分で 340 億円である。

$t_d=50(\text{year})$ の場合も、河道の配分量を増加させるほど B_N は増加する。最大値は、 $t_d=10(\text{year})$ と同様に、河道 150mm・ダム 0mm の配分で最大値 1,010 億円となる。河道 50mm・ダム 100mm とした場合、 B_N は $t_d=10(\text{year})$ のときよりも大きくなる。

$t_d=90(\text{year})$ の場合、全量ダムで対応する場合を除くと、 B_N は $t_d=10(\text{year})$ のときよりも大きくなる。

b) 評価期間 II、 $R=200\text{mm}$ の場合

評価期間 II、 $R=200\text{mm}$ の場合を図 6.3.10 に示す。

$t_d=10(\text{year})$ の場合、 B_N の最大値は、河道 150mm・ダム 50mm の配分としたときの 1,990 億円であり、評価期間 I、 $R=150\text{mm}$ の場合よりも大きい値となる。これは、雨量が極大値となる半周期の期間が、評価期間 II では、評価期間 I よりも早期に現れることによる。

$t_d=50(\text{year})$ の場合と $t_d=90(\text{year})$ の場合の B_N は、 $t_d=10(\text{year})$ の場合よりも小さい値を示す。

評価期間 II で、評価期間 I の結果と異なる点は、河道とダムの両方で対応する最適な配分量が定まることである。

c) 評価期間 III、 $R=100\text{mm}$ の場合

評価期間 III、 $R=100\text{mm}$ の場合を図 6.3.11 に示す。

$t_d=10(\text{year})$ の場合、 B_N の最大値は、河道 80mm・ダム 20mm としたときの 890 億円であり、前 2 ケースと比べて最大値が最も小さい。この理由は、便益の大きい期間が評価開始後 60 年目以降で生じ、現在価値化すると便益が小さく見積もられるためである。

$t_d=50(\text{year})$ および $t_d=90(\text{year})$ のときの B_N は、 $t_d=10(\text{year})$ の場合よりも小さい値を示す。b)と同様に、河道とダムの両方で対応することにより純便益が最大となる。

以上の結果をまとめると、以下のようになる。

- ・河道整備は、雨量の経年変化の状況にかかわらず、純便益の増加に対して効果的である。
- ・雨量の経年変化の状況によっては、河道とダムの両方で対応することが純便益を最大にする場合がある。
- ・河道とダムの両方で対応するとき、ダムの整備は早期に行う方が、純便益の増加に対して効果的である。

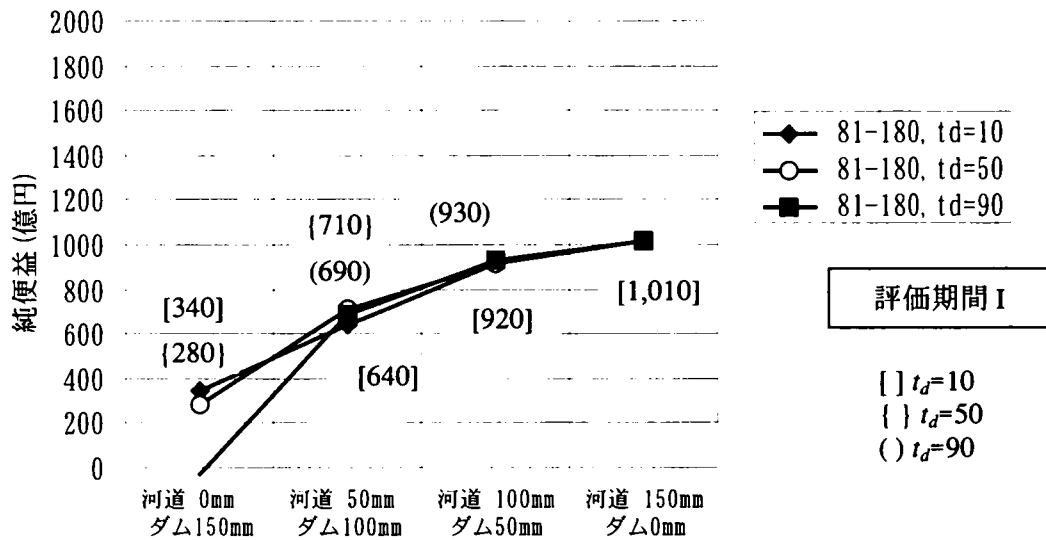


図 6. 3. 9 純便益の比較 (R=150mm)

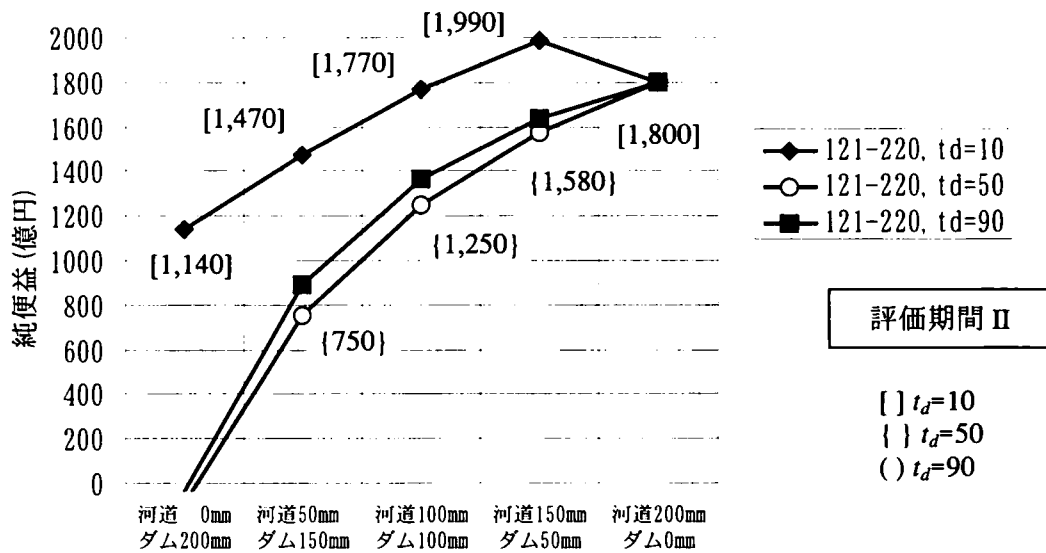


図 6. 3. 10 純便益の比較 (R=200mm)

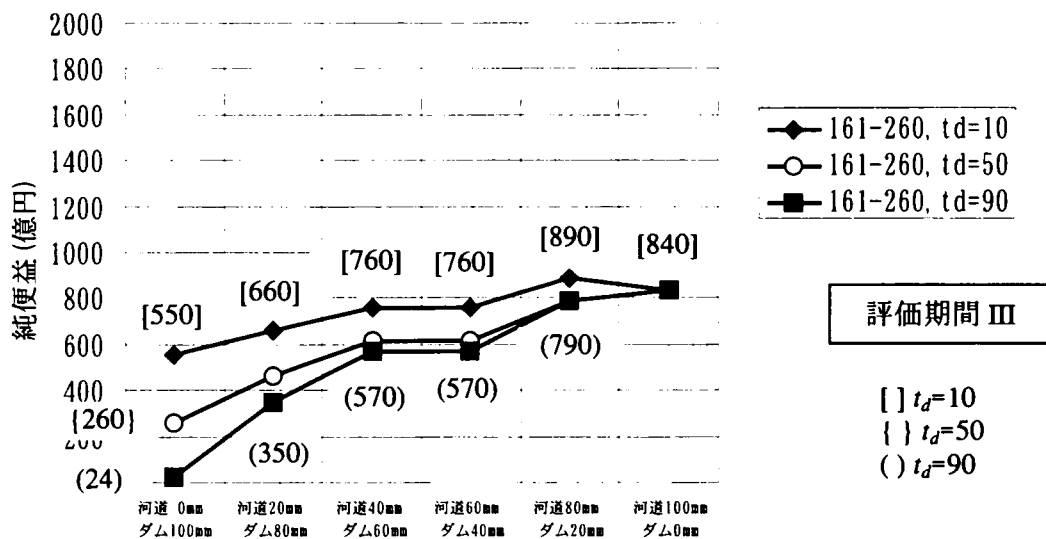


図 6. 3. 11 純便益の比較 (R=100mm)

6.4 結論

本章では、水文量が非定常過程にしたがって発生するとみなされる流域での洪水防御計画に関する考察を行った。水文量の発生過程を定常とみなし、治水安全度に対応する降雨量をもとに策定される従来の洪水防御計画に対して、水文量の発生過程が非定常性とみなされる場合に、純便益を指標として施設配分を求める事例を示した。さらに、河道とダムとの最適な流量配分と整備時点をどのように設定すればよいのか考察した。

本章で得られた結果を以下に示す。

- ①水文量の発生過程が定常とみなされる従来の洪水防御計画では、あらかじめ再現期間を定めて、それに対する計画降雨量を決定する。しかし、水文量の発生が非定常過程とみなされる場合、ある再現期間に対する降雨量が経年的に変動するため、このような計画水文量は、計画の指標として適切ではない。
- ②水文量の発生過程が非定常とみなされる流域での洪水防御計画において、河道とダムとの最適配分量を求める場合、施設整備による便益と整備に必要な費用との差として求められる純便益を指標とする例を示した。
- ③河道対応の雨量を増加させるほど、純便益は大きくなることから、河道整備は常に一定の効果が発揮される。これは、雨量の経年変動の状況とは無関係である。
- ④雨量の経年変化の状況によって、純便益を最大にするためには、河道とダムの両方の施設整備で対応する必要がある。このとき、ダムの整備は早期に行うほど効果が高い。
- ⑤水文量の発生過程が非定常とみなされる流域では、水文量の確率分布が経年的に変化するため、計画を策定する時点と評価期間をあらかじめ想定しておく必要がある。これは、定常過程にしたがって水文量が発生する流域との違いである。

参考文献

建設省河川局（2000）：治水経済調査マニュアル（案）

国土交通省国土交通政策研究所（2001）：国土交通政策研究第4号 社会資本整備におけるリスクに関する研究、p.11.

第7章 結論

本論文では、わが国の洪水防御計画に関わる課題に対して研究し、以下に示す2つの成果をまとめた。

- ①わが国の洪水防御計画において定められる基本高水の不確定性を評価し、その不確定性を要因とする洪水防御施設の危険率の推定手法を提案した。
- ②気候変動等の影響によって、水文量の発生過程が定常とはみなし難い場合にも適用できる、非定常性を考慮した新たな水文頻度解析手法を提案した。さらに、その解析手法を洪水防御計画に適用する考え方を提案した。

本論文で得られた結果は以下のとおりである。

まず、第2章では、洪水防御計画で定められた再現期間をもつ計画降雨量から、基本高水が設定されたとき、そのピーク流量（基本高水流量）のもつ不確定性を評価し、洪水防御施設の危険率を推定する手法を提案した。基本高水のカバー率を50%から80%に変化させ、洪水防御施設の危険率を求めた結果、カバー率の増加にともなって危険率は減少した。80%のカバー率を想定しても、洪水防御施設が安全となる確率は、高々45%程度であり、当初想定したカバー率よりも低い値となる。このとき、堤防や河道などのピーク防御型、ダムや遊水池のような貯留型施設のいずれかの洪水防御施設が危険となる確率は56%である。カバー率80%のとき、20%を計画上の想定危険率と考えると、実際には、それよりも大きな危険率を持った計画となっていると言える。

本論文で提案した評価手法は、計画量の事後評価モデルというべきものである。基本高水流量を適切に設定するための情報を与えるものではないが、計画で定められた基本高水流量に対する洪水防御施設の危険率を、定量的に評価できることに意義があると言える。

第3章では、わが国の豪雨と洪水の水文量に関して、生起時間間隔が季節変動を持つことを示し、閾値超過系列（PDS）と毎年最大値系列（AMS）との関係について、モンテカルロシミュレーションによる数値実験を適用して調べた。この結果、明確な季節性をもつ水文事象に対して、単純にAMSを抽出し、一般化極値（GEV）分布をあてはめて確率水文量を推定する場合、過大な確率水文量が求められる可能性が高いことを示した。ただし、①一年間の水文事象の生起数が4個以上存在する場合、もしくは、②PDSによる一般化パレート分布の確率水文量とAMSによるGEVの確率水文量とが一致する場合のいずれかの場合には、このような過大評価とはならないことがわかった。

第4章では、長期間の日雨量の模擬系列に対して、Mann-Kendall検定を適用し、この検定手法の性能評価を行った。この結果、傾向変動をもたない年雨量系列に対するMann-Kendallの標準統計量 Z は、標準正規分布にしたがうことを確認した。また、傾向変動をもつ模擬系列に対してMann-Kendall検定を適用し、帰無仮説が棄却される比率を、日雨量の増加率とデータの年数との関係で図示した。この結果、傾向変動の検出においてAMSを使用することは実質上困難であること、年雨量とPOTを比較した場合には、POTを使用する方が若干有利であることがわかった。

わが国の降雨量や気温等の水文量の観測期間は、ようやく100年を超えた程度である現

状を考えると、Mann-Kendall 検定で傾向変動を持たないとの結果が得られたとしても、それはデータの観測期間が短いため、傾向変動を検出できていない可能性がある。今後、観測データが 150 年程度蓄積されるようになれば、Mann-Kendall 検定が、傾向変動の解析において有用な手法になると考えられる。

第 5 章では、日降雨の発生過程の経年的な変動を、周期成分の組み合わせで表現し、その時系列モデルから、日雨量の非定常毎年最大値分布を理論的に誘導した。そして、大阪管区気象台における 120 年間の日雨量データの非定常毎年最大値分布を推定した。この結果、再現期間を 100 年としたとき、100 年確率日雨量が周期的に変動すること、定常過程で求められる一般化極値 (GEV) 分布による確率水文量と比較すると、年によっては、GEV 分布で推定される 1,000 年確率雨量を上回る場合があることがわかった。また、非定常確率分布にしたがう模擬系列を発生させる場合に、モンテカルロシミュレーションをどのように行えばよいのか、2つの手法を比較検討した。この結果、計算時間間隔 δ_t を一定値として、 δ_t ごとに、降雨が発生するかどうかを判断する方法が適切であることがわかった。

第 6 章では、水文量の発生過程が非定常とみなされる流域での洪水防御計画に関する考察を行った。非定常過程の場合の計画に対する有効な考え方として、純便益を用いる方法を提案した。さらに、モデル流域を想定して、河道とダムの最適な流量配分と整備時点を考えた。この結果、①河道整備は、雨量の経年変動にかかわらず、常に効果が発揮されること、②雨量の経年変化の状況によっては、純便益を最大にするために、河道とダムの両方の施設整備で対応する必要があること、③このとき、ダムの整備は早期に行うほど効果が高い、などの知見を得ることができた。

従来、洪水防御計画では、確率水文量に不確定性があることは理解しながらも、計画水文量を点推定で定めることが一般的であった。洪水防御計画の計画水文量の推定に信頼区間の考え方を取り入れ、それを定量的に評価したこと、さらに、基本高水流量の不確定性を評価して、洪水防御施設の危険率を定量的に評価したことに本論文の意義があると思う。

さらに、本論文では、水文事象の発生過程を理論的に表現し、それにもとづいて、水文量の模擬系列を発生させ、毎年最大値を使用する水文頻度解析手法の確率分布特性を検証した。また、水文事象の発生過程にまで立ち返ることにより、傾向変動をもつ長期間の模擬系列を発生することができた。このことにより、傾向変動を検出する手法の性能評価を行うことが可能となった。これまで、収集したデータの傾向変動を解析する研究論文は、多数存在したが、本研究では、検定手法自身の性能評価を行って、検定手法の適用限界を明らかにした。

また、水文事象の発生過程を理論的に表現し、それにもとづいて毎年最大値分布を導いた。水文事象の発生過程が非定常性をもつ場合には、発生過程を考えて水文頻度解析を行う必要性があることを示した。

近年、気候変動による水文気象の発生過程の変化が示唆されている。一部の研究では、その変化のために、従来のような定常過程にもとづく水文頻度解析が適用できない可能性を言及している。しかし、非定常確率分布を洪水防御計画に適用する具体的な方法論は、

これまで示されなかった。本研究では、水文事象の発生過程を考慮して非定常毎年最大値分布を導くとともに、それを洪水防御計画に適用する一つの基本的な考え方を示した。

以上、本研究で得られた成果と意義について述べた。本研究では、従来の洪水防御計画において不明確・不十分であった水文気象の不確定性と非定常性を、水文頻度解析を応用したアプローチによって明らかにするよう努め、これらを洪水防御計画にどのように取り入れるべきかを考察した。実際の洪水防御計画において、不確定性や非定常性を考慮するためには、今後、様々なデータによる検証が必要である。本研究における成果は、限られた事例によるものであるが、ここで示した理論や方法は、今後の研究・実務における方向性のいくつかを示していると考ええる。本研究が、洪水防御計画を中心とする河川計画の今後の発展の一助となれば幸いである。

謝 辞

本論文をまとめるにあたって、研究に臨む態度を始めとして、研究方針、理論解析に至るまで、精神的、技術的に終始、惜しみないご指導を賜りました京都大学防災研究所 寶 馨教授に深甚なる謝意を表します。

京都大学防災研究所 池淵周一教授には、本論文に対する貴重なご教示と適切なご指摘・ご指導をいただきました。ここに、深く感謝を申し上げます。

また、京都大学防災研究所 中北英一教授には、研究活動に対する励ましのお言葉と本論文に対するご指摘をいただいたこと、厚く御礼申し上げます。

京都大学防災研究所 立川康人助教授には、研究を進める折り、適切なご指導をいただくとともに、研究活動をご支援いただきました。ここに、深く感謝の意を表します。

同様に、研究活動を多方面から支援いただいた水災害研究部門洪水災害分野の方々、特に、博士課程学生としての活動を多方面にわたり援助いただいた、研究室秘書の神崎景子様に厚く御礼申し上げます。

本論文の技術的骨格をなす水文頻度解析については、徳島大学在学時代の指導教官である端野道夫教授に養われたものであり、先生には深く謝意を表します。

さらに、社会人大学院学生としての研修を承諾頂いた、(株)建設技術研究所元社長 石井弓夫氏をはじめとする開発研修委員会に感謝の意を表します。

また、現業部長として、大学での研究活動を快く承諾するとともに、研究活動においては、終始、励ましの言葉をいただき、温かく見守っていただいた、兪 朝夫 現東京支社次長に深く感謝の意を表します。栗田秀明 大阪支社副支社長には、大学院入学のきっかけをあたえていただいたことに心から感謝申し上げます。

最後に、会社での所属部である現河川部富士川部長をはじめ部員の方々には、ご支援と激励をいただきました。ここに、厚く御礼申し上げます。